



Kerninflationen:
Ein Methodenvergleich auf
der Basis westdeutscher Daten

Bettina Landau

Diskussionspapier 4/00
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

August 2000

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-51-1

Zusammenfassung

Die vorliegende Studie präsentiert einen Vergleich zwischen verschiedenen Methoden für die Kalkulation der Kerninflationsrate. Dabei wird die Kerninflation als der generelle Preistrend, d.h. die persistente Komponente der gemessenen Inflation, aufgefasst. Dieser soll somit frei von transitorischen Preisbewegungen sein. Im Mittelpunkt der Arbeit steht eine empirische Analyse von Daten für den Preisindex für die Lebenshaltung für (West-)Deutschland. Daneben werden die Methoden aus theoretischer Sicht kritisch beleuchtet. Zwei Verfahrensstränge stehen dabei im Vordergrund: Statistische Methoden und Methoden auf der Basis der ökonomischen Theorie. Im Rahmen der letzteren wird auch ein neues Verfahren vorgestellt, das auf dem P*-Ansatz beruht. Um Vor- und Nachteile der verschiedenen Ansätze einzuschätzen, werden die Kernraten auf einige ihrer Eigenschaften geprüft, d.h. darauf, ob sie gewisse Kriterien erfüllen, damit sie als Indikator für den Preistrend geeignet sind.

Als Hauptergebnis der Arbeit ist zu konstatieren, dass die Kerninflationsraten – unabhängig von der gewählten Methode – die an sie gestellten Anforderungen nicht immer erfüllen können. Die Methoden haben insbesondere bei der Mittelwerterhaltung Probleme, die sich bei Korrektur um Steuereffekte verschärfen. Auch die Prognosegüte im Hinblick auf die gemessene Inflation lässt häufig zu wünschen übrig. Insbesondere aber können sie nicht adäquat zwischen transitorischer und permanenter Komponente der Inflationsrate differenzieren. Relativ gut schneiden die statistischen Kerninflationsraten ab. Kernraten auf der Basis der ökonomischen Theorie leiden insbesondere unter einem ständigen Revisionsbedarf. Die neu vorgestellte P*-Methode kann dennoch zumindest in dieser Klasse überzeugen. Aufgrund des insgesamt relativ ungünstigen Resultats erscheint es ratsam, Kerninflationsraten nicht als alleinige geldpolitische Indikatoren zu verwenden; ihre Verwendung komplementär zur gemessenen Inflation ist aber sinnvoll. Zudem sollte man sich nicht auf eine Methode konzentrieren, sondern einige ausgewählte Methoden miteinander kombinieren.

Summary

The present study presents a comparison between different methods of calculating the core inflation rate. In this context, the core inflation rate is interpreted as the general price trend, i. e. the persistent component of measured inflation. This price trend is therefore assumed to be free of transitory price movements. This paper focuses on an empirical analysis of data on the consumer price index for (western) Germany. In addition, the methods will be examined critically from a theoretical perspective, focusing on two types of procedures: statistical methods and methods based on the economic theory. As part of the latter, a new procedure will be introduced which is based on the P* approach. In order to evaluate the advantages and drawbacks of the various approaches, the core rates will be tested for some of their features, i. e. whether they meet certain criteria of suitability as indicators of the price trend.

The main finding of the paper is that the core inflation rates – irrespective of the method chosen – are not always able to meet the requirements set. The methods have some problems particularly to be unbiased relative to measured inflation, and these problems are aggravated when the calculation is adjusted for tax effects. The predictive quality with regard to measured inflation likewise often leaves a great deal to be desired. In particular, however, they are unable to draw an adequate distinction between the transitory and the permanent component of the inflation rate. The statistical core inflation rates perform relatively well. Core rates based on the economic theory suffer, in particular, from a permanent need for revision. Even so, the newly introduced P* method is convincing at least in that category. In the light of the relatively unfavourable overall outcome, it appears advisable not to use core inflation rates as the sole monetary policy indicators; it appears prudent to use them as a complement to measured inflation, however. Moreover, attention should not be focused on a single method, but several selected methods should be combined.

Inhaltsverzeichnis

I.	Einleitung	1
II.	Transitorische Preisbewegungen und Anforderungen an Kerninflationen	3
III.	Alternative Ansätze zur Kalkulation von Kerninflationen	7
1.	Statistische Methoden	7
1.1	Vollständiger Ausschluss volatiler Komponenten	8
1.2	Gewichtung anhand der relativen Preisvariabilität	9
1.3	Getrimmte Mittelwerte	11
2.	Methoden auf Basis der ökonomischen Theorie	14
2.1	Strukturelle VAR-Ansätze	15
2.2	Der P*-Ansatz	17
IV.	Kerninflationen für Westdeutschland von 1981 bis 1998	19
1.	Preisdaten	19
2.	Definition verschiedener Inflationen und deren Berechnungsweise	20
3.	Allgemeine Charakteristika der Kerninflationen	23
4.	Exkurs: Änderung der Gewichte bei statistischen Methoden	27
5.	Erfüllung der Anforderungen an eine Kerninflation	29
5.1	Mittelwerterhaltung	29
5.2	Niedrige Volatilität	31
5.3	Robustheit	32
5.4	Unabhängigkeit zwischen Kerninflation und Schocks	36
5.5	Verbesserung der Prognose der künftigen gemessenen Inflation	37
5.6	Zusammenhang zwischen Kerninflationen und Inflationserwartungen	39
5.7	Schnelle Verfügbarkeit und Verständlichkeit für die Öffentlichkeit	39
5.8	Zusammenfassung der Ergebnisse	40
V.	Schlussfolgerungen	42

Anhang A:	Merkmale der Verteilung der Inflationsraten der Komponenten im Warenkorb	44
Anhang B:	Ökonometrische Methodologie für die Bestimmung der Kerninflation im Rahmen von SVAR-Modellen	48
Anhang C:	Ermittlung der westdeutschen Kerninflation auf Basis des P*-Ansatzes	51
Literaturverzeichnis		53

Verzeichnis der Tabellen und Schaubilder

Tabellen

Tabelle 1:	Korrelation zwischen den Kerninflationsraten im Zeitraum 1981 bis 1998	26
Tabelle 2:	Trimmungshäufigkeit bei TRIM1 bzw. Gewichte von VAR1 und VAR2	28
Tabelle 3:	Inflationsraten im Vergleich	30
Tabelle 4:	Autokorrelationskoeffizienten	31
Tabelle 5:	Variabilität der Preisänderungen in den Hauptgruppen des Preisindex für die Lebenshaltung	32
Tabelle 6:	Granger-Kausalitätstests auf Unabhängigkeit zwischen Schocks und Kerninflationsraten	37
Tabelle 7:	Vergleich der Prognoseeigenschaften der Kernraten	38
Tabelle 8:	Abweichungen zwischen Inflationsraten und Inflationserwartungen	39
Tabelle 9:	Kerninflationsraten und ihre Performance	41
Tabelle A1:	Momente der Verteilung der Inflationsraten der Komponenten im Warenkorb im Zeitraum 1981 bis 1998	46

Schaubilder

Schaubild 1:	VPI und VPIEX	24
Schaubild 2:	VPI, VAR1 und VAR2	24
Schaubild 3:	VPI, TRIM1 und TRIM2	24
Schaubild 4:	VPI, MED1 und MED2	25
Schaubild 5:	VPI, SVAR1 und SVAR2	25
Schaubild 6:	VPI und P*	25
Schaubild 7:	VPI und die jeweils höchste bzw. niedrigste Kerninflationsrate	26
Schaubild 8:	Entwicklung von VAR1 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung	33
Schaubild 9:	Entwicklung von VAR2 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung	33
Schaubild 10:	Entwicklung des optimalen Trimmungsparameters für TRIM1 - rekursive Schätzung	34
Schaubild 11:	Entwicklung von SVAR1 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung	35
Schaubild 12:	Entwicklung von SVAR2 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung	35
Schaubild 13:	Entwicklung von P* (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung	36
Schaubild A1:	Schiefe der Verteilung bei Vorjahrsraten – 1981 bis 1998	47
Schaubild A2:	Exzess Kurtosis der Verteilung bei Vorjahrsraten – 1981 bis 1998	47

Kerninflationsraten: Ein Methodenvergleich auf der Basis westdeutscher Daten*

I. Einleitung

Die Analyse und Beurteilung von Preisbewegungen ist für eine Zentralbank, die der Sicherung des Geldwertes verpflichtet ist, von zentraler Bedeutung. Dabei konzentriert man sich i.d.R. auf die Inflationsentwicklung auf der Verbraucherstufe, die in Deutschland üblicherweise an der Veränderung des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte gemessen wird. Allerdings ist die Interpretation der Daten zur Teuerung nicht einfach, da diese gewöhnlich ein hohes Maß an Volatilität aufweisen. Diese kurzfristigen Schwankungen stehen nicht im Zusammenhang mit dem grundlegenden Inflationsprozess in der Ökonomie, und eine vorausschauende und mittelfristig orientierte Geldpolitik sollte sich von ihnen auch nicht beirren lassen. Vielmehr sollte ihr Blick auf den generellen Preistrend, also die persistente Komponente der Teuerung, gerichtet sein. Entsprechend besteht Einigkeit darüber, dass ein Preisindikator erforderlich ist, der möglichst wenig durch „temporäre Schocks“ beeinträchtigt wird. Eine solche Größe könnte zudem für die ex post Beurteilung der Güte der Geldpolitik (durch die Öffentlichkeit) verwendet werden und würde nicht zuletzt die Erläuterung von geldpolitischen Maßnahmen insgesamt vereinfachen.

Für dieses Maß hat sich der Begriff der Kerninflation eingebürgert. Die Kerninflation ist allerdings eine Größe, die nicht direkt beobachtbar ist, sondern geschätzt werden muss. Die Identifikation des Trends ist ein Hauptanliegen der Preisanalyse. Diese Aufgabe wird allerdings dadurch erschwert, dass zwar generelle Vorstellungen über die Kerninflation herrschen, aber keine allgemein anerkannte theoretische Definition existiert. Eckstein (1981) sieht in der Kerninflation denjenigen Preisanstieg, der sich einstellt, wenn sich die Wirtschaft auf ihrem langfristigen Wachstumspfad bewegt. Andere verstehen unter der Kerninflation die „monetäre“ Inflation, die aus einer Veränderung der Geldmenge resultiert.¹ In eine ähnliche Richtung weisen Arbeiten, bei denen die Kerninflation im Zusammenhang mit Entwicklungen auf der Nachfrageseite gesehen wird; Angebotsschocks

* Für wertvolle Hinweise und Anregungen danke ich Christina Gerberding, Heinz Herrmann, Johannes Hoffmann, Stefan Kuhnert, Jürgen Reckwerth, Hans-Eggert Reimers, Rasmus Ruffer, Michael Scharnagl, Bernd Schnatz, Karl-Heinz Tödter, Hans-Georg Wels sowie den Teilnehmerinnen und Teilnehmern eines Seminars bei der Deutschen Bundesbank sowie bei der Türkischen Zentralbank. Besonderer Dank gilt Stephen Cecchetti und Gert Wehinger für die Bereitstellung ihrer Programme. Natürlich gehen alle verbleibenden Fehler zu meinen Lasten.

¹ So z.B. Bryan/Cecchetti (1994).

werden entsprechend ausgeklammert.² Dahinter steht die normative Vorstellung, die Kerninflation stelle diejenige Inflation dar, die die Zentralbank kontrollieren kann und für die sie letztlich verantwortlich sei (z.B. Blinder, 1997). Die Komplexität des Problems Kerninflation wird außerdem dadurch erhöht, dass trotz (oder wegen) Ermangelung einer Theorie auf der empirischen Seite in den vergangenen Jahren viele Berechnungsmethoden entwickelt wurden, die mit statistischen bzw. ökonometrischen Verfahren versuchen, den Preistrend zu isolieren.³

Vor diesem Hintergrund sollen in der vorliegenden Arbeit verschiedene Methoden zur Kalkulation von Kerninflationsraten miteinander verglichen werden. Da alle Ansätze – unabhängig von ihrem Ausgangspunkt und der Vorgehensweise – letztlich darauf abzielen, transitorische Preisbewegungen zu identifizieren und aus der gemessenen Inflationsrate herauszurechnen, beschränkt sich die Studie auf diesen Aspekt. Die Kerninflation wird entsprechend als Preistrend, also den persistenten Teil der gemessenen Inflation, aufgefasst. Im Mittelpunkt steht eine empirische Analyse von Daten für (West-)Deutschland. Daneben werden die Methoden aus theoretischer Sicht kritisch beleuchtet. Zwei Verfahrensstränge, denen eine gewisse Prominenz zugeschrieben werden kann, stehen dabei im Vordergrund: Statistische Methoden und Methoden auf der Basis der ökonomischen Theorie. Im Rahmen der letzteren wird auch ein neues Verfahren vorgestellt, das auf dem P*-Ansatz beruht. Um Vor- und Nachteile der verschiedenen Ansätze einzuschätzen, werden die Kernraten nicht nur deskriptiv untersucht, sondern auch auf einige ihrer Eigenschaften geprüft, d.h. darauf, ob sie gewisse Kriterien erfüllen, die eine Basis für Aussagen bilden, ob sie als Indikator für den Preistrend geeignet sind. Aufgrund der fehlenden Theorie können aber die Beurteilungskriterien nicht konsistent abgeleitet werden. Vielmehr werden sie ad hoc festgelegt. Ein solches Vorgehen impliziert, dass eine Gewichtung der Kriterien nicht möglich ist; sie stehen quasi gleichgewichtig nebeneinander. Darüber hinaus können - sollte einmal eine konsensfähige Kerninflationstheorie gefunden werden - einige der Kriterien entfallen oder andere hinzukommen. Dementsprechend kann es nicht Ziel und Anspruch der vorliegenden Analyse sein, Aussagen über die „beste“ Methode zu machen. Vielmehr hat sie sich zur Aufgabe gestellt, das Verständnis über Kerninflationsraten zu fördern, die Spannweite der Schätzungen darzustellen und die Sensibilität gegenüber den verschiedenen Methoden zu schärfen.

Die Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut: In Abschnitt II werden zunächst transitorische Bewegungen „klassifiziert“ und wünschenswerte Eigenschaften einer Kerninflationsrate festgelegt. Abschnitt III beschreibt die grundsätzliche Idee, die hinter den Schätzmethoden

² Vgl. die Arbeit von Quah/Vahey (1995).

³ Umfassende Übersichten befinden sich in Roger (1998) und Wynne (1999).

steht, die Vorgehensweise bei der Kalkulation sowie die Vor- und Nachteile des jeweiligen Ansatzes. Kernraten für Westdeutschland für den Zeitraum 1981 bis 1998 werden in Abschnitt IV präsentiert und auf Basis der in Abschnitt II vorgestellten Kriterien miteinander verglichen. Die Studie schließt mit einem Fazit in Abschnitt V.

II. Transitorische Preisbewegungen und Anforderungen an Kerninflationen

Die transitorischen Bewegungen in der gemessenen Inflationsrate sind zwar vielfältiger Natur; sie sollen im Folgenden dennoch klassifiziert werden. Dabei ist es sinnvoll, deren Einfluss sowohl auf die Inflationsrate, d.h. die Veränderung des Preisniveaus, als auch auf das Preisniveau selbst zu betrachten. Eine „Kategorie“ von transitorischen Preisbewegungen entspringt saisonalen Schwankungen, d.h. regelmäßig im Jahresverlauf auftretenden Preisbewegungen, die das Preisniveau dauerhaft unberührt lassen. Diese transitorischen Schwankungen sind insofern unproblematisch, als dass sie durch ein vorgeschaltetes Verfahren zur Saisonbereinigung eliminiert werden können. Allerdings ist zu beachten, dass die Saisonbereinigung bereits eine Art Filter darstellt. Die Verfahren zur Berechnung der Kerninflation sind dann ein zweiter Filter, der völlig unabhängig von der Saisonbereinigung arbeitet. Vorzuziehen ist es deshalb, die Saisonbereinigung und Eliminierung anderer temporärer Schocks in einem Arbeitsschritt vorzunehmen. Saisonale Preisschwankungen können aber auch durch die Betrachtung von Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr, die ihrerseits bereits eine gewisse Glättung bedeuten, ausgeschaltet werden.

Unregelmäßige Preisbewegungen, die auch über eine längere Zeit anhalten können, sind dagegen ein weitaus größeres Problem der Preisanalyse. Klassisches Beispiel hierfür sind Preisschwankungen bei frischen Nahrungsmitteln aufgrund von irregulären Witterungsverhältnissen. Ein solcher Vorgang hat längerfristig keinen Effekt auf die Entwicklung der Inflationsrate, da er sich in der Regel nach einer bestimmten Zeit umkehrt und damit in seiner Wirkung aufhebt. Er hat damit auch keinen langfristigen Einfluss auf das Preisniveau. Ähnliche Wirkungen haben prinzipiell auch Ölpreisschocks, andere abrupte Verschiebungen der Terms of Trade oder Missernten. In diesen Fällen dauert es aber i.d.R. eine längere Zeit, bis das Preisniveau wieder auf seinen alten Trend zurückfindet. Die Bewegungen kehren sich auch nicht zwangsläufig wieder um.⁴

⁴ Eine graphische Darstellung dieser Schocks findet sich in Deutsche Bundesbank (2000).

Von etwas anderer Natur sind Teuerungsschocks, die aus einer dauerhaften Preisänderung resultieren, sofern diese diskret vorgenommen wird und das Ausgabenbudget der privaten Haushalte deutlich berührt. Beispiele hierfür sind Anhebungen bei administrierten Preisen, wie Verkehrstarife oder Briefporto. Diese werden üblicherweise in unregelmäßigen Abständen vorgenommen und fallen häufig relativ hoch aus. Sie führen zu einer sprunghaften Erhöhung des Preisniveaus, die sich in einem kurzfristigen Anstieg der Teuerungsrate niederschlägt. Bei der Betrachtung von Vormonatsraten schlägt sich dieser Schock nur einmalig im ersten Monat nieder, während die Vorjahresraten zwölf Monate lang beeinflusst werden. Bleiben weitere Preisschübe aus, kehrt die Inflationsrate anschließend wieder auf ihr altes Niveau zurück, während das Preisniveau dauerhaft höher liegt.

Ähnlich verhält es sich bei der Erhöhung von indirekten Steuern. Diese Vorgänge führen grundsätzlich zu einem permanenten Anstieg des Preisniveaus, haben aber per se nur vorübergehenden Einfluss auf die Inflationsrate. Allerdings sollte hier zwischen speziellen indirekten Verbrauchsteuern, wie der Tabaksteuer oder Mineralölsteuer, und einer allgemeinen Verbrauchsteuer (Mehrwertsteuer) unterschieden werden. Die erst genannten treffen nur wenige Produkte im Warenkorb und ihre Anhebung kann wie die vorhergehenden Beispiele als „relativer Preisschock“ eingeordnet werden. Dagegen ist bei einer Veränderung des Mehrwertsteuersatzes eine breite Masse von Gütern im Warenkorb betroffen. Dieser Vorgang kann mit einem Schock auf das allgemeine Preisniveau gleichgesetzt werden.

Ob ein Schock letztendlich transitorisch ist oder nicht, kann allerdings nicht allein aus seiner Entstehungsgeschichte abgeleitet werden. Entscheidend ist vielmehr die Reaktion der Geldpolitik. Es hängt insbesondere davon ab, ob und inwieweit die Zentralbank allein die Erstrundeneffekte akkomodiert, Zweitrundeneffekte aber nicht zulässt. Werden Zweitrundeneffekte validiert, dann kann auch eine von ihrer Natur her transitorische Entwicklung permanente Effekte haben.

Die Analyse der verschiedenen Methoden zur Kalkulation einer Kerninflationsrate könnte sich darauf konzentrieren, ob transitorische Bewegungen erkannt und eliminiert werden. Da diese Schocks aber i.d.R. entweder überhaupt nicht bekannt sind oder zumindest ihr Ausmaß nicht, wird hier umgekehrt verfahren: Es wird geprüft, ob sich im Ergebnis bei der Berechnung nach einer bestimmten Methode eine Inflationsrate ergibt, die möglichst keine transitorischen, wohl aber die persistenten Elemente enthält. Ergänzt wird dies durch Kriterien, die aus Sicht einer Zentralbank, die Kerninflationsraten als ein Element ihres Entscheidungskalküls verwendet, wünschenswert und plausibel erscheinen. Verzichtet wird aber auf normative Kriterien, wie z.B. die Forderung von Bryan/Cecchetti (1994),

wonach die Kerninflationsrate einen engen Zusammenhang zur Geldmengenentwicklung aufweisen sollte.

Mittelwerterhaltung

Die Kerninflationsrate sollte im Durchschnitt des Beobachtungszeitraums den gleichen Mittelwert aufweisen wie die gemessene Inflation. Diese Forderung der Unverzerrtheit wurde u.a. von Roger (1997, 1998) aufgestellt⁵ und gründet sich auf folgende Überlegungen: Weicht die Kernrate über einen längeren Zeitraum im Schnitt stark von der gemessenen Inflation ab, dann ist dies ein Zeichen dafür, dass nicht nur transitorische Schocks ausgeklammert werden, sondern auch ein Teil des Trends. Es werden falsche Signale über den Trend vermittelt, und die Geldpolitik wird fehlgeleitet. Aus polit-ökonomischer Sicht ist zudem problematisch, dass die Kerninflationsrate in den Augen der Öffentlichkeit aufgrund der Abweichung möglicherweise nicht glaubwürdig ist. Allerdings bereitet eine strikte Anwendung dieses Kriteriums dann Probleme, wenn bei der Berechnung der Kerninflation um Effekte indirekter Steuern (oder anderer vorwiegend einseitiger Schocks) korrigiert wird.

Niedrige Volatilität

Werden transitorische Bewegungen aus der Inflationsrate herausgefiltert, dann sollte die resultierende Trendinflation wesentlich geringere Schwankungen aufweisen als die gemessene Inflation. Ist dies bei bestimmten Ansätzen nicht der Fall, können berechtigte Zweifel daran bestehen, ob tatsächlich die irregulären Schwankungen vollständig aus der Zeitreihe eliminiert wurden. Die Eignung einer solchen Methode wäre in Frage zu stellen.

Robustheit

Robustheit bzw. zeitliche Invarianz der Kerninflationsrate gegenüber Veränderungen des Beobachtungszeitraums ist in der Literatur eine häufig geforderte Eigenschaft. Wynne (1999) begründet dies auf einer polit-ökonomischen Basis. Dient die Kerninflation der Kommunikation mit der Öffentlichkeit, dann können häufige Revisionen früherer Kerninflationsdaten zu Glaubwürdigkeitsproblemen führen. Zudem ist in diesem Fall die Aussage über den Trend zum aktuellen Zeitpunkt mit hoher Unsicherheit behaftet. Die entsprechende Größe kann kaum als geldpolitischer Indikator dienen.

Unabhängigkeit zwischen Kerninflationsrate und Schocks

Der aus der gemessenen Inflation herausgerechnete Teil, also der Schock, sollte keine Informationen über die künftige Kernrate enthalten. Kerninflationsraten sollen zwar die temporären Effekte von Preisschocks nicht reflektieren, aber die persistenten Wirkungen,

⁵ Vgl. auch Marques/Neves/Sarmiento (2000).

die aus diesen Schocks resultieren (Roger, 1997, und Mio/Higo, 1999). Diese persistenten Wirkungen können beispielsweise bei rückwärtsgerichteten Inflationserwartungen und daraus resultierenden Zweitrundeneffekte entstehen. Solche Effekte haben Auswirkungen auf den Inflationstrend. Enthalten die ausgeschlossenen Komponenten Informationen über die (künftige) Kerninflationsrate, dann wurden permanente und temporäre Effekte verwechselt; durch das Herausrechnen kommt es zum Informationsverlust.

Verbesserung der Prognose der künftigen gemessenen Inflation

Blinder (1997) nennt als wichtiges Auswahlkriterium für eine Kerninflationsrate deren Informationsgehalt für die künftige gemessene Inflation.⁶ Dahinter steht der Gedanke, dass aufgrund langer und variabler Lags bei der Transmission geldpolitischer Impulse die Geldpolitik in der Regel eine vorausschauende Perspektive benötigt. Allerdings dürfte nur der persistente Teil der aktuellen Inflationsrate Informationen über die künftige Inflation enthalten; die transitorischen Elemente sollten für die Zukunft keine Rolle mehr spielen. Kerninflationsraten, die den persistenten Teil abbilden, müssten somit sämtliche vorhandene Informationen über die künftige gemessene Inflation inkorporieren. Deshalb sollten sie besser zu deren Prognose geeignet sein die aktuelle gemessene Inflationsrate.

Zusammenhang zwischen Kerninflationsraten und Inflationserwartungen

Unabhängig vom Blickwinkel und der Methode werden Kerninflationsraten in der Literatur generell im Zusammenhang mit Inflationserwartungen gesehen.⁷ Dabei wird davon ausgegangen, dass sich Inflationserwartungen eher auf den Preistrend beziehen und weniger auf kurzfristige Schwankungen. Daher sollten Kerninflationsraten einen engeren Zusammenhang zu den Inflationserwartungen aufweisen als die gemessene Inflation. Die Fragestellung lautet folglich: Bilden die Kerninflationsraten den (persistenten) Teil der gemessenen Inflation ab, auf den sich die Inflationserwartungen beziehen? Trifft die Kernrate diesen Teil nicht, so hat sie wenig Informationsgehalt.⁸

Schnelle Verfügbarkeit

Die Kerninflationsrate sollte weitgehend zeitgleich mit der Veröffentlichung neuer Daten für die gemessene Inflation zur Verfügung stehen. Ist sie erst wesentlich später verfügbar, dann kann sie bei der Interpretation der aktuellen Preisentwicklung nur wenig helfen. Eine schnelle Verfügbarkeit ist auch wichtig, wenn die Kerninflation zur Erläuterung von geldpolitischen Schritten gegenüber der Öffentlichkeit eingesetzt wird.

⁶ Vgl. auch Johnson (1999). Die Eigenschaft wird bereits bei Bryan/Cecchetti (1994) getestet, allerdings ohne eine Begründung für das Kriterium zu nennen.

⁷ Z.B. Roger (1998, S. 1): „... core inflation is generally associated with expectations...“.

⁸ Ein solcher Test ist aber nicht gleichzusetzen mit der Frage der Rationalität von Inflationserwartungen; vielmehr werden Inflationserwartungen als rational unterstellt.

Verständlich für die Öffentlichkeit

Zur Förderung der Akzeptanz des Indikators sollte die Kalkulationsmethode von der Öffentlichkeit verstanden werden. Dies bedeutet nicht zwangsläufig, dass sie in allen technischen Einzelheiten vollständig nachvollzogen werden kann. Vielmehr sollte die generelle Idee der Berechnungsweise der Öffentlichkeit vermittelt werden können (Roger, 1998).

III. Alternative Ansätze zur Kalkulation von Kerninflationsraten

Bei einer vergleichenden Analyse muss aufgrund des Methodenpluralismus zwangsläufig eine Auswahl getroffen werden. Im Hinblick auf die gewählte Abgrenzung der Kerninflation als den persistenten Teil der gemessenen Inflation läge es nahe, zeitreihenanalytische Verfahren, die von einfachen gleitenden Durchschnitten bis zu fortgeschritteneren Filtertechniken wie dem HP-Filter reichen, zu verwenden. Allerdings unterliegen diese Ansätze häufig einem starken Endpunktproblem, d.h. entweder stehen sie nicht bis zum aktuellen Rand zur Verfügung (bei symmetrischen Filtern) oder die Ergebnisse zum Ende des Beobachtungszeitraums sind mit hoher Unsicherheit behaftet. Hierdurch wird ihr praktischer Einsatz zur Kalkulation einer Kerninflation stark eingeschränkt.⁹ Ähnliches gilt für den von Bryan/Cecchetti (1993) vorgeschlagenen Dynamic Factor Index. Aus diesem Grund konzentriert sich diese Arbeit auf zwei Methodenstränge, die sowohl in der Literatur zur Kerninflation als auch in der praktischen Preisanalyse relativ prominent sind: statistische Methoden und Methoden auf Basis der ökonomischen Theorie.

1. Statistische Methoden

Statistische Methoden setzen an der Konstruktion herkömmlicher Preisindizes an und konzentrieren sich auf disaggregierte Preisdaten. Ein aggregierter Preisindex, wie der deutsche Preisindex für die Lebenshaltung, stellt ein mit Ausgabenanteilen der Basisperiode gewichtetes arithmetisches Mittel der individuellen Preismesszahlen der verschiedenen Güter im Warenkorb dar (Laspeyres-Index). Die Inflationsrate ist somit ein gewichteter Durchschnitt von Veränderungsraten der Einzelpreise, wobei die Gewichte mit den relativen Preisbewegungen fortgeschrieben werden (siehe auch Anhang A). Weist der Preis eines Gutes hohe Schwankungen auf, so übertragen sich diese, wenn auch in abgeschwächter Weise, auf die aggregierte Inflation. Bei den statistischen Verfahren wird nunmehr eine Kerninflationsrate berechnet, in dem der Einfluss (das Gewicht) sich extrem

⁹ Vgl. Roger (1998) und Wynne (1999).

verhaltender Komponenten reduziert wird. Dabei stehen grundsätzlich die relativen Preisbewegungen im Vordergrund. Die Ansätze sind statistischer Natur, da statistische Kriterien zur Identifikation der extremen Komponenten herangezogen werden. Dahinter stehen zwar ökonomische Überlegungen; diese werden aber nicht explizit bei der Kalkulation der Kerninflation berücksichtigt.¹⁰

1.1 Vollständiger Ausschluss volatiler Komponenten

Bei der am häufigsten verwendeten Methode zur Berechnung von Kerninflationsraten werden bestimmte Komponenten aus dem Gesamtindex vollständig und systematisch herausgerechnet.¹¹ Dies wird in der Regel damit begründet, dass diese Güter mit hoher Wahrscheinlichkeit von transitorischen (Angebots-)Schocks beeinträchtigt werden und ihr Preis entsprechend volatil ist. Implizit besteht die Vermutung, dass die Preisentwicklung dieser Komponenten keine Information über den Preistrend liefert (d.h. ihr „Inflationssignal“ ist Null), weshalb ihr Gewicht im Warenkorb dauerhaft auf Null gesetzt wird. Beispiele für volatile Komponenten sind Nahrungsmittel, die von Witterungsbedingungen abhängen, und Energieträger, deren Preise durch die Verhältnissen auf dem Weltmarkt determiniert werden. Oft werden auch administrierte Preise ausgeschlossen.¹²

Für die Berechnung der Kernraten werden zunächst die auszuschließenden Komponenten ein für alle Mal festgelegt. Dies erfolgt meist auf einer relativ hohen Aggregationsstufe (also für ganze Gütergruppen). Kriterium für den Ausschluss ist i.d.R. die historische Volatilität der Preisänderungsrate der Komponenten im Vergleich zu einer bestimmten Volatilitätsgrenze.¹³ Anschließend werden die Gewichte der verbleibenden Komponenten renormiert (damit die Summe der neuen Gewichte 1 entspricht), und die Kernrate wird mit den verbleibenden Komponenten und den neuen (zwangsläufig höheren) Gewichten berechnet.

¹⁰ Die Ansätze entstammen der „Stochastischen Theorie der Indexzahlen“. Diese geht davon aus, dass sich die Preisänderungsrate eines Gutes zusammensetzt aus dem allgemeinen Preistrend, der allen Gütern gemeinsam ist, und einer relativen Preisänderungskomponente, die als Rauschen interpretiert wird. Hinter den relativen Preisänderungen werden Faktoren wie variable Saisonstrukturen und Ressourcenschocks gesehen, die überwiegend Angebotsfaktoren reflektieren und als nicht relevant für die Geldpolitik erachtet werden. Diese sollte sich vielmehr auf den generellen Preistrend konzentrieren. Vgl. Wynne (1999) und die dort angegebene Literatur.

¹¹ Viele Zentralbanken (z.B. USA, Japan, Kanada, Australien, Neuseeland) verwenden so kalkulierte Kerninflationsraten regelmäßig im Rahmen der Inflationsanalyse. Dies gilt auch für die meisten EU-Zentralbanken und die EZB.

¹² In einigen Ländern (Großbritannien, Neuseeland) werden auch die Hypothekenzinsen, die dort Bestandteil des Warenkorbs sind, aus dem Gesamtindex eliminiert. Dahinter steht aber nicht der Volatilitätsgedanke, sondern es soll der perverse Effekt einer Zinsänderung auf die Verbraucherpreise vermieden werden, der zu einer Instrumenteninstabilität führen kann (Roger, 1995).

¹³ Wynne (1999) bezeichnet diese als „inakzeptabel hohes Volatilitätsniveau“.

Vorteilhaft an der Methode ist die einfache Handhabung und die leichte Verständlichkeit. Zudem erfolgt die Kalkulation der Kernraten auf Basis einer vorher definierten Regel, was die Transparenz erhöhen kann (Álvarez/Matea, 1999 sowie Roger, 1998). Allerdings ist eine solche Kalkulationsweise in vielfacher Hinsicht kritisch zu beurteilen.¹⁴

- Die Methode ist arbiträr, da die Festlegung einer “akzeptablen” Volatilitätsgrenze und somit der Ausschluss bestimmter Komponenten subjektiv erfolgt.
- Die Methode ist inflexibel im Hinblick auf künftige Schocks. Eine hohe Volatilität in der Vergangenheit bedeutet nicht, dass der Preis der Komponente auch in Zukunft stark schwankt. Vielmehr können auch die verbleibenden Komponenten von transitorischen Schocks getroffen werden. Da ihr Gewicht aufgrund der Renormierung steigt, wird die Kerninflationsrate umso stärker von deren Entwicklung beeinträchtigt.
- Durch die dauerhafte Eliminierung einer bestimmten Komponente wird nicht nur deren volatiler Teil aus dem Gesamtindex ausgeschlossen, sondern auch ihr Trend. Weicht dieser stark vom Trend der gemessenen Inflation ab, ist die Kerninflationsrate nicht mittelwerterhaltend. Ein Herausrechnen liefert dann falsche Informationen über die persistente Inflation.
- Empirisch muss die Eliminierung von volatilen Komponenten nicht zwangsläufig zu einer glatteren Entwicklung des verbleibenden Aggregats führen; dies hängt von der Struktur der Kovarianzmatrix ab (Issing, 1999).

1.2 Gewichtung anhand der relativen Preisvariabilität

Bei diesen Methoden werden die Gewichte ebenfalls in Abhängigkeit der Stärke des “Inflationssignals” bestimmt. Es wird davon ausgegangen, dass das Signal einer Komponente für den generellen Preistrend umso geringer ist, je höher ihre relative Preisvariabilität ist. Entsprechend wird volatilen Komponenten bei der Kalkulation der Kernrate ein geringerer Einfluss zugemessen, während weniger schwankende Komponenten ein höheres Gewicht erhalten. Allerdings werden bei diesen Ansätzen im Gegensatz zur Ausschlussmethode alle Komponenten des Warenkorbs berücksichtigt.

Bei der von der Bank of Canada entwickelten Variante wird neben dem ursprünglichen Ausgabengewicht des Warenkorbs ein zweites Gewicht, nämlich das Reziprok der historischen Standardabweichung der Veränderung der relativen Preise, herangezogen.¹⁵ Das Gewicht einer Komponente i bei der Berechnung dieser Kerninflationsrate ergibt sich aus:

¹⁴ Vgl. z.B. Roger (1998).

¹⁵ Vgl. Lafléche (1997) und Johnson (1999).

$$(1.2.1) \quad w_i^{VAR1} = \frac{w_i \sigma_i}{\sum_{i=1}^N \frac{w_i}{\sigma_i}} \quad \text{mit} \quad \sigma_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T ((\dot{p}_{it} - \Pi_t) - \overline{(\dot{p}_{it} - \Pi_t)})^2}$$

$$\text{und} \quad \overline{(\dot{p}_{it} - \Pi_t)} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\dot{p}_{it} - \Pi_t)$$

wobei w_i für das verbrauchsabhängige Gewicht im Warenkorb steht, \dot{p}_i für die Preisänderungsrate der Komponente i zum Zeitpunkt t und Π_t für die gemessene Inflationsrate, d.h. $\Pi_t = \sum_{i=1}^N w_i \dot{p}_{it}$.

Eine Weiterentwicklung dieses Gedanken führt zu einer vollständigen Abkehr von den verbrauchsabhängigen Gewichten und stattdessen zur einer Gewichtung der Komponenten allein entsprechend des Inflationssignals. Einen solchen Ansatz schlagen Dow (1994) und Diewert (1995) vor.¹⁶ Als Gewicht wird das Reziprok der historischen Varianz der relativen Preisänderung verwendet, wodurch sehr volatile Komponenten wesentlich stärker „bestraft“ werden als im zuvor beschriebenen Ansatz. Die Gewichte werden über einen iterativen Prozess folgendermaßen bestimmt:

$$(1.2.2) \quad w_i^{VAR2} = \frac{1}{\sum_{i=1}^N \frac{\hat{\sigma}_i^{2VAR2}}{1}} \quad \text{mit} \quad \hat{\sigma}_i^{2VAR2} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\dot{p}_{it} - \Pi_t^{VAR2})^2$$

$$\Pi_t^{VAR2} = \sum_{i=1}^N w_i^{VAR2} \dot{p}_{it}$$

Die Ansätze haben den Vorteil, dass bei der Kalkulation der Kerninflationsrate keine Informationen ignoriert werden, die möglicherweise wichtige Hinweise für den Preistrend enthalten. Alle Komponenten werden berücksichtigt, d.h. die Dichotomie der Ausschlussmethode (Nullgewicht oder Gewicht größer als der Ausgabenanteil) wird aufgehoben. Somit wird nicht ad hoc entschieden, ob und welche Komponenten ausgeschlossen werden, und es muss nicht ein für alle Mal festgelegt werden, bei welchen Komponenten das Inflationssignal gegen Null geht. Vielmehr können auch zeitvariable Gewichte zugelassen werden, die möglichen Änderungen der Volatilitäten im Zeitablauf Rechnung tragen.

Als Nachteile sind zu nennen:

- Bei beiden Methoden ist die Frage der Mittelwerterhaltung theoretisch unbestimmt.
- Die Entscheidung, über welchen Zeitraum die Gewichte berechnet werden, ist subjektiv zu fällen. Bei kurzen Zeiträumen werden strukturelle Änderungen der relativen Preise

¹⁶ Wynne (1997) wendet ihn auf den Verbraucherpreisindex für die USA an und Wynne (1999) empfiehlt ihn alternativ zu anderen Ansätzen für die EWU.

berücksichtigt; mögliche extreme Entwicklungen in dieser Zeit können aber das Gewicht einer Komponente stark beeinflussen. Eine Kalkulation der Gewichte über den gesamten Beobachtungszeitraum dürfte dagegen weniger sensitiv gegenüber Ausreißern sein; allerdings kann dann die Berücksichtigung neuer Daten zu einer Revision der Gewichte und damit der Kernrate führen.

Beim Dow/Diewert-Ansatz ist die Ignorierung der verbrauchsabhängigen Gewichte heikel, da sich die Kerninflationsrate stark von dem allgemeinen Konzept der Verbraucherpreisstatistik entfernt.¹⁷ Zudem liegt ihm die Annahme zu Grunde, dass die Preise der individuellen Güter eine Stichprobe darstellen, die einer unbekanntem Grundgesamtheit entstammt. Die Art und Weise der Erhebung der Daten für den Verbraucherpreisindex entspricht aber nicht unbedingt dieser Vorstellung.¹⁸ Nicht zuletzt ist auch die dahinter stehende Annahme der Normalverteilung der Inflationsraten der einzelnen Komponenten nicht immer gegeben.

1.3 Getrimmte Mittelwerte

Betrachtet man die Kalkulation der Trendinflation auf der Basis disaggregierter Preisdaten als rein schätztechnisches Problem, dann darf die Art der (empirischen) Verteilung der Inflationsraten der einzelnen Komponenten nicht vernachlässigt werden. Viele Länderstudien zeigen, dass die Preisänderungsraten der Komponenten des Warenkorbs nicht normalverteilt sind.¹⁹ Die Verteilung ist i.d.R. schief und leptokurtisch, d.h. sie hat eine übermäßig hohe Zahl von Extremwerten. Auch in Deutschland folgt die Verteilung diesem Muster (vgl. Anhang A).

Versteht man die statistisch erfassten Preise wiederum als eine Stichprobe aus der Grundgesamtheit aller Preise, dann ist unter Annahme der Normalverteilung die herkömmliche Maßgröße für den allgemeinen Preistrend, der (mit den Ausgabenanteilen) gewichtete Mittelwert der Verteilung (die gemessene Inflation), der Maximum-Likelihood-Schätzer.²⁰

¹⁷ Über die Frage, ob die individuellen Preisänderungen entsprechend ihrer ökonomischen oder statistischen Bedeutung in die durchschnittliche Inflationsrate eingehen sollen, debattierten bereits Keynes, Edgeworth und andere. Einen guten Überblick über diese Diskussion gibt Diewert (1995). Wynne (1999) problematisiert dies im Zusammenhang mit der Kerninflation.

¹⁸ Vgl. Diewert (1995) und auch Ball/Mankiw (1999).

¹⁹ Beispielhaft seien genannt für die USA Bryan/Cecchetti (1999), für Japan Shiratsuka (1997), für Großbritannien Bakhshi/Yates (1999), für Kanada Johnson (1999), für Neuseeland Roger (1995), für Australien Kearns (1998), für Spanien Alvarez/Matea (1999) und für Belgien und die EWU Aucremanne (2000). Eine theoretische Erklärung für die nicht-normale Verteilung bietet das „menu cost“-Modell von Ball/Mankiw (1995). Balke/Wynne (2000) zeigen, dass die Verteilung aber auch Resultat asymmetrischer Schocks sein kann. Bryan/Cecchetti (1999) sehen dahinter ein Problem kleiner Stichproben.

²⁰ Vgl. Judge u.a. (1985), Cecchetti (1997) und Roger (1997).

Er besitzt die so genannte BLUE-Eigenschaft, d.h. in der Klasse der unverzerrten linearen Schätzer hat er die kleinste Varianz - er ist effizient. Er ist aber nicht robust gegenüber möglichen Abweichungen von der Normalverteilung; insbesondere ist er sehr sensitiv gegenüber Ausreißern. In diesem Fall sind Schätzer, die ein geringeres bzw. gar kein Gewicht auf Ausreißer legen (sog. Limited Influence Estimators), vorzuziehen, da sie unabhängig von der Form der Verteilung relativ effizient sind - sie schneiden bei allen Verteilungen gut ab und sind sogar gegenüber extremen Verteilungen robust. Sie können damit die zentrale Tendenz, in diesem Fall den Preistrend, besser abgreifen.

Robuste Schätzer aus der Klasse der Limited Influence Schätzer sind die so genannten getrimmten Mittelwerte, die z.B. Bryan/Pike (1991) und Bryan/Cecchetti (1994) zur Ermittlung von Kernraten vorschlagen. Für die Kalkulation wird ein bestimmter prozentualer Anteil an den Enden der Verteilung abgeschnitten und über den verbleibenden Teil (mit renormierten Gewichten) gemittelt. Formal wird der (symmetrisch) getrimmte Mittelwert Π_α mit der Trimmungsgrenze α zum Zeitpunkt t berechnet als:

$$(1.3.1) \quad \Pi_\alpha = \frac{1}{1 - 2 \frac{\alpha}{100}} \sum_{i \in I_\alpha} w_i \dot{p}_i$$

Hierfür werden zunächst die Teuerungsraten der Komponenten $\{\dot{p}_1, \dots, \dot{p}_n\}$ zu einem Beobachtungspunkt t entsprechend ihrer Höhe gemeinsam mit ihren Gewichten $\{w_1, \dots, w_n\}$ geordnet. Definiert man das kumulative Gewicht von 1 bis i als $W_i = \sum_{j=1}^i w_j$, kann der Anteil I_α an Komponenten bestimmt werden, über den gemittelt werden soll: die i's werden so gewählt, dass $\alpha/100 < W_i < 1 - \alpha/100$. Spezialfälle sind der (gewichtete) Mittelwert, bei dem keines der Enden der Verteilung getrimmt wird (Π_0) und der gewichtete Median, bei dem annähernd 50% von beiden Seiten der Verteilung eliminiert ($\Pi_{\lim \alpha \rightarrow 50}$) werden.

Während bei den zuvor beschriebenen Ansätzen die Gewichtung einer einzelnen Komponente von deren (relativen) Verhalten über einen Zeitraum abhängt, findet bei den getrimmten Mittelwerten eine rein zeitpunktbezogene Betrachtung statt. Je nachdem, wo sich eine Komponente (besser gesagt die Preisänderung einer Komponente) in Relation zu allen anderen Komponenten zu diesem Zeitpunkt befindet, erhält sie ein Gewicht von Null (wird somit getrimmt) oder ihr Gewicht steigt aufgrund der Renormierung im Vergleich zum verbrauchsabhängigen Gewicht im Warenkorb. Die Methode hat kein Gedächtnis, da das Verhalten der Komponente in der Vergangenheit keine Berücksichtigung findet. Die Trimmung einer Komponenten ist rein datendeterminiert und erfolgt - anders als bei der Ausschlussmethode - nicht systematisch, sondern variiert im Zeitablauf. Dies bedeutet, dass die Preisänderungsrate eines Gutes zu einem Zeitpunkt ein- und zu einem anderen Zeitpunkt ausgeschlossen sein kann.

Unbestimmt ist die Frage nach dem Ausmaß der Trimmung. In der Literatur werden unterschiedliche Wege vorgeschlagen, den optimalen Parameter α bei symmetrischer Trimmung zu bestimmen:

1. Hogg (1967) und Koenker/Bassett (1978) untersuchen auf der Basis von Monte-Carlo-Simulationen die Effizienz verschiedener Trimmungsgrenzen in Abhängigkeit von der Kurtosis (wobei allerdings nur symmetrische Verteilungen betrachtet werden). Bei einer Kurtosis zwischen 2 und 4 empfiehlt sich hiernach der Mittelwert (d.h. keine Trimmung), bei einer Kurtosis zwischen 4 und 5,5 der 25% getrimmte Mittelwert und bei einer Kurtosis größer 5,5 der Median.
2. Bryan/Cecchetti (1994) schlagen die Wahl desjenigen Trimmparameters vor, bei dem die resultierende Rate die kleinste (empirische) Varianz aufweist.
3. Bryan/Cecchetti/Wiggins (1997) wenden eine Benchmark-Prozedur an. Sie definieren eine Referenzgröße und vergleichen die getrimmten Mittelwerte mit dieser Referenzgröße. Der optimale Trimmparameter wird z.B. so bestimmt, dass der Root Mean Square Error (RMSE) des α -getrimmten Mittelwerts gegenüber dieser Referenzgröße minimiert wird. Als Referenzgröße schlagen sie einen zentrierten gleitenden Durchschnitt der Inflationsrate über einen längeren Zeitraum (zwischen 12 und 60 Monate) vor. Kearns (1998) zieht alternativ zur Ermittlung der Benchmark den HP-Filter heran. Das Benchmarking impliziert, dass die "wahre" Kernrate grundsätzlich bekannt ist. Aufgrund der durch das Zentrieren verursachten Lags (oder dem Endpunktproblem beim HP-Filter) kann sie aber am aktuellen Rand nicht richtig beobachtet werden. Durch die Minimierung des RMSE wird aber eine bestmögliche Approximation an die zuvor definierte Trendinflation erreicht. Das Ergebnis des α -getrimmten Mittelwerten wird quasi als Prognosewert für diese unbeobachtbare Inflation betrachtet. Problematisch am Benchmarking ist, dass eine Kerninflation anhand einer anderen Kerninflation getestet wird, deren Eigenschaften nicht bekannt sind (Marques/Neves/Sarmento, 2000). Bei unterschiedlichen Definitionen der Referenzgröße können sich zudem unterschiedliche optimale Trimmungsgrenzen ergeben.

Nachteilig ist des Weiteren:

- Die Mittelwerterhaltung ist nicht gewährleistet. Sie ist vielmehr eine Frage der Schiefe der Verteilung. Per Definition führt ein symmetrischer Trimm im Limit zum Median. Der Median fällt nur bei einer symmetrischen Verteilung im Durchschnitt mit dem Mittelwert zusammen; bei einer schiefen Verteilung weichen die Momente dauerhaft voneinander ab. Um dieses Problem in den Griff zu bekommen, trimmen Kearns (1998) und Roger (1997) nicht um das 50%-Perzentil, sondern um das für den gesamten Beobachtungszeitraum mittelwerterhaltende Perzentil.

- Die Ansätze zu Bestimmung des optimalen Trimmparameters (und des mittelwert-erhaltenden Perzentils) sind nicht dagegen gefeit, dass sich die Verteilung und somit der optimale Trimmungsparameter bei der Berücksichtigung neuer Daten ändert.
- Je nach Auswahlkriterium variiert das optimale α , was ein subjektives Element in die Kalkulation bringt.
- Alle Komponenten jenseits der Trimmungsgrenze haben keinen Einfluss auf die Kernrate, während der Einfluss der verbleibenden Komponenten steigt. Diese Dichotomie ist angesichts der Freiheitsgrade, die bei der Wahl des Trimmungsparameter zur Verfügung stehen, unbefriedigend (Bakhshi/Yates, 1999).
- Die Frage der intertemporalen Disaggregation ist aufgrund der Nichtlinearität der getrimmten Mittelwerte nicht trivial (Roger, 1998). Es kann z.B. nicht davon ausgegangen werden, dass der 20%-getrimmte Mittelwert auf Basis von Monatsraten mit dem 20%-getrimmten Mittelwert bei Jahresraten zusammen fällt.

Allen statistischen Methoden ist gemein, dass sie die Wirkungen einer Mehrwertsteueränderung, welche die große Masse der Güter im Warenkorb betrifft, nicht herausfiltern können, da sie sich nur auf die Entwicklung der relativen Preise konzentrieren. Zudem ist bei allen die Frage der Aggregationsstufe offen. Wie erwähnt, wird bei der Ausschlussmethode meist auf einer hohen Aggregationsstufe gearbeitet. Dies kann dazu führen, dass beispielsweise die Komponente "Nahrungsmittel", die oft vollständig aus dem Warenkorb ausgeklammert wird, Waren enthält, die kaum Preisschwankungen aufweisen und deshalb Signale für den generellen Preistrend enthalten dürften. Methoden, die über die relative Preisvariabilität gewichten, und getrimmte Mittelwerte arbeiten generell auf einer niedrigeren Aggregationsstufe, was per se vorteilhaft ist, weil hierdurch der Preisentwicklung individueller Güter eher Rechnung getragen wird. Allerdings sind die Ergebnisse für verschiedene Aggregationsstufen nicht transitiv. Z.B. werden die Mediane auf der Basis von 50 oder 200 Komponenten nicht identisch sein. Bei der Dow/Diewert-Methode ist gleichfalls nicht zu erwarten, dass sich die Gewichte der einzelnen Komponenten in bestimmten Hauptgruppen, die auf der Basis einer tieferen Aggregationsstufe berechnet werden, genau zu jenem Gewicht summieren, das für diese Hauptgruppe auf einer höheren Aggregationsstufe ermittelt wird. Hier hat der Anwender einen relativ großen Entscheidungsspielraum.

2. Methoden auf Basis der ökonomischen Theorie

Bei den statistischen Methoden steht die ökonomische Theorie im Hintergrund; sie dient nur der Begründung, warum der Einfluss transitorischer Größen reduziert werden sollte. Dagegen wird bei der nachfolgenden Methodenklasse die ökonomische Theorie explizit

mit ins Kalkül gezogen, und zwar insofern, als dass theoretische Langfrist-Beziehungen zwischen makroökonomischen Größen berücksichtigt werden.

2.1 Strukturelle VAR-Ansätze

Bei der von Quah/Vahey (1995) entwickelten Methode ist zentraler Ausgangspunkt das Postulat, dass es langfristig keinen Zusammenhang zwischen Output und Inflation gibt. Es wird zunächst von der Vorstellung ausgegangen, dass im Rahmen eines bivariaten strukturellen VAR (SVAR) die Inflation und die Produktion von zwei Arten von Schocks getrieben werden.²¹ Angesichts des Zieles, eine Kerninflationsrate zu isolieren, welche die „monetären“ Triebkräfte widerspiegeln soll, wird zwischen den Schocks gemäß ihren Outputeffekte unterschieden, d.h. zwischen solchen Schocks, die (mittel- bis langfristig) keinen Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Produktion haben, und solchen, die im Zusammenhang mit persistenten Outputeffekten stehen. Entsprechend der Annahme einer langfristig vertikalen Phillipskurve wird die Kerninflation als diejenige Komponente der gemessenen Inflation definiert, die langfristig keinen Outputeffekt hat. Folglich determinieren die Schocks der 1. Kategorie die Kerninflationsrate. Die Schocks der 2. Kategorie, die gemäß des methodischen Vorgehens klar von denen der 1. Kategorie unterschieden werden (sie sind orthogonal), haben langfristig keinen Effekt auf die Kerninflation, aber auf die Produktion. Ihr Einfluss auf die gemessene Inflation wird frei geschätzt. Sie werden üblicherweise mit Angebotsschocks (Ölpreisschocks, usw.) gleichgesetzt. Anhang B beschreibt die auf Blanchard/Quah, 1989, basierende Methodologie.

Aus Sicht der Geldpolitik macht es prinzipiell Sinn, sich an einer so konstruierten Kernrate zu orientieren, die als monetäre Größe verstanden werden kann. Vorteilhaft am Ansatz ist außerdem, dass er recht agnostisch ist, da nur wenige Restriktionen vorgenommen werden. Zudem erfolgt die Identifikation über die lange Frist, über die in der Theorie Aussagen gemacht wird. Die Methode ist aber nicht ohne Probleme und die Grundidee lässt Freiräume, die beim Umsetzen genutzt werden können:

- Die Annahme einer langfristig vertikalen Phillipskurve bedeutet, dass Inflation langfristig neutral für die Realwirtschaft ist (d.h. dauerhafte Änderungen in der Inflationsrate haben keine realwirtschaftlichen Effekte - das Preisniveau ist superneutral). Dies entspricht nicht unbedingt der herkömmlichen Auffassung über die Wirkungen der Inflation, wonach auch eine vollständig antizipierte Inflationsrate dauerhaft reale Kosten verursachen kann. Wynne (1999) empfiehlt stattdessen, bei Schätzung des SVAR-

²¹ Von beiden Größen wird angenommen, dass sie einen stochastischen Trend aufweisen (sie sind integriert vom Grad 1), aber nicht kointegriert sind. Das System wird deshalb mit der Veränderungsrate der Inflation und dem Outputwachstum formuliert.

Ansatzes von der langfristigen Neutralität des Preisniveaus auszugehen.²² Dies wird beispielsweise bereits in den Analysen von Aucremanne/Wouters (1999), Bjørnland (1997), Blix (1995) und Gartner/Wehinger (1998) berücksichtigt. Ein solcher Ansatz ist äquivalent zu einem Standardmodell für die aggregierte Nachfrage und das aggregierte Angebot. Nachfrageschocks sind in diesem Modell aufgrund einer langfristig vertikalen Angebotskurve langfristig outputneutral.

- Die Annahme von nur zwei strukturellen Innovationen ist restriktiv und birgt die Gefahr der Fehlspezifikation. In niedrig dimensionierten VAR-Modellen müssen die identifizierten Schocks als Aggregat einer Vielzahl von „underlying“ Schocks gesehen werden (Faust/Leeper, 1997). Selbst Quah/Vahey (1995) weisen darauf hin, dass insbesondere die Gleichbehandlungen aller Schocks, die einen langfristigen Outputeffekt haben (die Nicht-Kern-Schocks wie Ölpreis-, Arbeitsangebots- und Produktivitätsschocks) problematisch sein kann. Zudem steht hinter der Vorstellung eines einzigen Kernschocks die Annahme eines einheitlichen Kerninflationsprozesses in der Gesamtwirtschaft, über alle Sektoren und Regionen, der nur durch die Geldpolitik determiniert ist. Zur Lockerung dieser Annahmen bietet sich die Schätzung eines höher dimensionierten VAR an, das z.B. wie bei Dewachter/Lustig (1997) und Gartner/Wehinger (1998) um den Kurzfristzins, bei Blix (1995) um die Geldmenge oder bei Bjørnland (1997) und Claus (1997) um Ölpreise bzw. Importpreise erweitert wird.²³ Die Ergebnisse für die Kernrate hängen jedoch von der Art der Erweiterung ab, die im Ermessen des Anwenders liegt.

Der Ansatz hat weitere Nachteile:

- Die Wahl der Variablen, die den Output repräsentieren soll, ist problematisch.²⁴ Möchte man eine Kerninflationsrate berechnen, die die gleiche Frequenz wie die gemessene Inflation hat, bietet sich die Industrieproduktion als Outputgröße an. Allerdings ist deren zyklische Entwicklung für die Gesamtwirtschaft nicht immer repräsentativ. Sie unterliegt im Zeitablauf zudem oft größeren Revisionen. Die Berechnung monatlicher BIP-Werte ist zwar möglich, allerdings müssen dann Zeitverzögerungen von mehreren Monaten in Kauf genommen werden.
- Die Wahl der Laglänge im VAR hat Einfluss auf die Entwicklung der Kerninflationsrate (Blix, 1995). Je geringer die Zahl der Lags ist, desto stärker folgt die Kernrate der gemessenen Inflation. Nur bei höherer Lagordnung kann sie sich von der gemessenen Inflation lösen.

²² Zeitreihenanalytisch bedeutet dies, dass die Inflation (und nicht ihre Veränderung) als stationäre Größe behandelt wird.

²³ Im höher dimensionierten VAR besteht die Möglichkeit von Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen, die nicht vernachlässigt werden dürfen. Blix (1995) trägt dieser Tatsache durch die Analyse von Common Trends Rechnung.

²⁴ Fase/Folkertsma (1996) diskutieren auch die Frage, welche Variable für die Inflation verwendet werden soll und entscheiden sich für das einfache arithmetische Mittel der Verbraucherpreise.

- Die Kerninflationsrate variiert - bei einem gegebenen Set an Variablen - mit der Schätzperiode. Die Berücksichtigung neuer Beobachtungswerte und damit die Neuschätzung des VAR kann zur Revision der Kernrate über den gesamten Schätzzeitraum führen.
- Die Interpretation der Abweichungen zwischen der gemessenen Inflation und der Kerninflationsrate ist schwierig und kann der Öffentlichkeit möglicherweise nicht vermittelt werden (Roger, 1998).

2.2 Der P*-Ansatz

Es ist unstrittig, dass Inflation längerfristig ein monetäres Phänomen ist. Deshalb ist es nahe liegend, die Geldmengenentwicklung bei der Berechnung des Inflationstrends explizit zu berücksichtigen. Blix (1995) folgt dieser Idee und schließt die Kointegrationsbeziehung zwischen Geldmenge, Preisen und Produktion im Rahmen einer VAR-Analyse bei der Berechnung der Kernrate ein.²⁵ Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird ein anderer Weg vorgeschlagen, dem Geldmengen-Preis-Zusammenhang Rechnung zu tragen, nämlich über die Verwendung des P*-Ansatzes. Er hat bisher im Rahmen der Diskussion um Kerninflationsraten kaum Beachtung gefunden.²⁶

Das P*-Modell für die Inflation wurde von Hallman/Porter/Small (1989) entwickelt und basiert auf der Quantitätstheorie. In diesem Modell ist das Gleichgewichtspreisniveau P* durch die Geldmenge M je Einheit des realen Produktionspotentials Y*, multipliziert mit der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit V* definiert. In logarithmischer Form gilt:

$$(2.2.1) \quad p^* = m - y^* + v^* .$$

Langfristig konvergiert das Preisniveau zu seinem Gleichgewichtswert. Allerdings nimmt die Anpassung i.d.R. lange Zeit in Anspruch, sodass das langfristige Preisniveau P* (d.h. seine Veränderungsrate) schlecht als Kerninflationsrate, die eine eher mittelfristige Zeitperspektive hat, interpretiert werden kann. Für die Kalkulation der Kernrate müssen demnach die dynamischen Anpassungsprozesse berücksichtigt werden.²⁷ Hierzu wird die sog. Preislücke, d.h. der relative Unterschied zwischen dem Gleichgewichtspreisniveau und dem aktuellen Preisniveau, als ein Bestimmungsfaktor für die kurzfristige Preisentwicklung herangezogen. Die Preislücke ist definiert als:

$$(2.2.2) \quad p^* - p = (y - y^*) + (v^* - v) ,$$

und setzt sich aus dem Auslastungs- und dem Liquiditätsgrad zusammen.

²⁵ Allerdings trifft er die Annahme einer stationären Umlaufgeschwindigkeit, die für viele Länder, darunter Deutschland, fragwürdig ist.

²⁶ Johnson (1999) bringt die Idee von P* mit Kerninflationsraten zusammen, ohne sie empirisch weiter zu verfolgen.

²⁷ Für diesen Hinweis danke ich Karl-Heinz Tödter.

Die Preisdynamik wird bestimmt durch:²⁸

$$(2.2.3) \quad \Pi_t = \Pi_t^e + \beta \Delta X_t + \gamma (p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

wobei Π die Inflationsrate, Π^e die Inflationserwartungen und ε ein iid Schock sind. Mit dem Vektor X können Faktoren, die die Preisentwicklung kurzfristig beeinflussen, wie z.B. die Ölpreisentwicklung oder Änderungen der indirekten Steuern, einbezogen werden.

Zur Operationalisierung muss noch eine Annahme über die Bildung der Inflationserwartungen getroffen werden. Im Folgenden wird von einem Return-to-Normality Modell ausgegangen (Reckwerth, 1997), bei dem die Inflationserwartungen immer wieder auf ein als „normal empfundenenes“ Niveau zurückkehren. Dieses Normalniveau wird durch das Inflationsziel der Notenbank Π^z approximiert:

$$(2.2.4) \quad \Pi_t^e = \alpha \Pi_{t-1} + (1 - \alpha) \Pi_t^z.$$

Eingesetzt in (2.2.3) ergibt sich:

$$(2.2.5) \quad \Pi_t = \alpha \Pi_{t-1} + (1 - \alpha) \Pi_t^z + \beta \Delta X_t + \gamma (p_{t-1}^* - p_{t-1}) + \varepsilon_t.$$

Faktisch wird die Interaktion der kurzfristigen Dynamik mit dem langfristigen Gleichgewicht als Fehlerkorrekturmodell abgebildet, das impliziert, dass die Inflationsrate nach Ablauf aller Anpassungsprozesse zum Inflationsziel der Notenbank konvergiert. In der langen Frist fällt die Kerninflationsrate mit dem Inflationsziel der Notenbank zusammen. Stellt man auf eine mittelfristige Perspektive ab, lässt sich aus Gleichung (2.2.5) eine Kernrate berechnen, bei der nur die Inflationserwartungen und die Preislücke berücksichtigt werden. Die temporären Effekte werden hingegen Null gesetzt (d.h. $\beta = 0$ und $\varepsilon = 0$):

$$(2.2.6) \quad \Pi_t^* = \alpha \Pi_{t-1} + (1 - \alpha) \Pi_t^z + \gamma (p_{t-1}^* - p_{t-1}).$$

Je nach Größe des Parameters α bewegt sich die Kerninflationsrate mehr oder weniger eng zusammen mit der Teuerungsrate der vorangegangenen Periode, d.h. sie trägt der Trägheit der Preisentwicklung Rechnung. Gleichzeitig hat sie ihre Verankerung im Inflationsziel der Notenbank und in der vergangenen Geldmengenentwicklung. Hinzu kommt eine konsistente Ableitung der Kerninflation aus der monetären Theorie.

Bei der praktischen Umsetzung des Konzepts treten zwar Probleme auf, insbesondere dann, wenn die P*-Kerninflationsrate auf Monatsbasis zur Verfügung stehen soll. Diese betreffen insbesondere die Verfügbarkeit eines Produktionspotentials auf Monatsbasis sowie die Schätzung einer gleichwichtigen Umlaufgeschwindigkeit mit Hilfe einer

²⁸ Vgl. Hallman/Porter/Small (1989) und Tödter/Reimers (1994).

Geldnachfragefunktion auf der Grundlage monatlicher Daten. Diese Schwierigkeiten lassen sich jedoch relativ einfach überwinden.

Die Methode hat aber auch einige Nachteile:

- Werden kurzfristige Einflussfaktoren bei der Schätzung der dynamischen Preisgleichung berücksichtigt und diese bei der Kalkulation der Trendinflation Null gesetzt, ist die Mittelwerterhaltung nicht gewährleistet.
- Eine Verlängerung des Schätzzeitraumes zur Berücksichtigung neuer Informationen kann eine Revision der vergangenen Werte der Kerninflation erforderlich machen.
- Die Auswahl der Faktoren, welche die Preisentwicklung kurzfristig beeinflussen, hat Einfluss auf den Verlauf der Kernrate. Sie liegt im Ermessen des Anwenders.

IV. Kerninflationen für Westdeutschland von 1981 - 1998

1. Preisdaten

Alle Kerninflationen werden aus Daten für den westdeutschen Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte gewonnen (bei den theoretisch motivierten Ansätzen durch andere makroökonomische Variablen ergänzt). Durch die Konzentration auf westdeutsche Daten können die zahlreichen Sondereinflüsse, die auf die Preisentwicklung in Ostdeutschland einwirkten, ausgeklammert werden. Alle Veränderungsdaten basieren auf logarithmierten Werten.

Die Untersuchungen beschränken sich auf einen Zeitraum von 1981 bis 1998, da nur für diesen Zeitraum konsistente disaggregierte Preisdaten zur Verfügung stehen. Dieser Zeitraum umfasst drei Basisjahre (1980, 1985 und 1991) mit unterschiedlichen Gewichtungstrukturen, die bei der Kalkulation der Kerninflationen berücksichtigt werden. Die Disaggregation orientiert sich im Wesentlichen an der dem Wägungsschema zu Grunde liegenden Systematik der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte (SEA) in der Ausgabe von 1983.²⁹ Die Berechnung der getrimmten Mittelwerte, des gewichteten Medians und der mit der Preisvariabilität gewichteten Inflationen erfolgt auf der Basis von 55 Komponenten, die nahezu vollständig den Zweistellern der SEA entsprechen.³⁰ Beim Ausschluss-Ansatz wird dagegen auf einer relativ hohen Aggregationsstufe mit 6

²⁹ In der Zeit zuvor erfolgte die Zuordnung nach dem Güterverzeichnis für den privaten Verbrauch, Ausgabe 1963. Mit dem Übergang auf den Warenkorb 1995 im Februar 1999 wird der Preisindex anhand der internationalen Klassifikation COICOP erstellt. Beide sind nicht deckungsgleich mit der SEA.

³⁰ Die Komponenten und ihr Gewicht im Warenkorb 1991 können Tabelle 2, S. 28 entnommen werden.

Komponenten (saisonabhängige und -unabhängige Nahrungsmittel, Energieträger, andere gewerbliche Waren, Mieten und andere Dienstleistungen) gearbeitet.

Im Hinblick auf die Berechnung der Inflationsrate wird in dieser Studie zweigleisig gefahren: es werden sowohl Veränderungen gegenüber dem Vormonat (Vormonatsraten) als auch Veränderungen gegenüber dem Vorjahr (Vorjahresraten) untersucht. Aufgrund der hohen Volatilität von Vormonatsraten, insbesondere wenn diese auf Jahresraten hochgerechnet werden, erscheint eine Fokussierung hierauf nicht sinnvoll. Vielmehr empfehlen einige Studien (z.B. Bryan/Cecchetti, 1994) eine Vorab-Glättung der Inflationsraten, wie sie durch die Betrachtung etwas längerer Zeiträume erfolgt. Allerdings besteht ein Trade-off zwischen den Veränderungsdaten über einen längeren Zeithorizont und dem Informationsgehalt von Daten mit hoher Frequenz. Nachteilig an den längerfristigen Raten ist insbesondere, dass sie nicht nur aktuelle sondern auch weiter zurückreichende Entwicklungen widerspiegeln. So bewirkt der Basiseffekt bei Vorjahresraten, dass einmalige, signifikante Preisniveauverschiebungen in einzelnen Komponenten (z.B. die Anhebung von Kfz-Steuern) über ein gesamtes Jahr die Teuerungsrate beeinflussen. Dies kann dazu führen, dass bei der Trimmung die Komponente über einen längeren Zeitraum, möglicherweise sogar für ein ganzes Jahr, eliminiert wird (Crawford/Fillion/Laflèche, 1998). Außerdem werden Wendepunkte zu spät erkannt (Shiratsuka, 1997). Im Rahmen der SVAR-Ansätze führt der Einsatz von Jahresraten zudem zu schwer handhabbaren MA-Prozessen. Durch die Verwendung von Inflationsraten auf der Basis verschiedener Zeithorizonte ist es zudem möglich, eventuelle Unterschiede in den Ergebnissen für die einzelnen Methoden im Hinblick auf die intertemporale Disaggregation aufzudecken. Um einen empirischen Vergleich der Kernraten zu ermöglichen, bedürfen alle Raten allerdings eines gleichen Horizonts. Hierzu werden im Folgenden nur Jahresraten herangezogen. Werden Kernraten auf Basis von Vormonatsraten ermittelt, so werden sie zu Jahresraten kumuliert.

2. Definition verschiedener Inflationsraten und deren Berechnungsweise

Zum Methodenvergleich werden folgende Inflationsraten herangezogen:

VPI Die gemessene Inflation auf der Basis des Preisindex der Lebenshaltung aller privaten Haushalte für Westdeutschland (1991=100), wie vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht.

VPIEX VPI ohne saisonabhängige Nahrungsmittel (Fisch, Obst, Gemüse, einschl. Kartoffeln und andere Knollengewächse) und Energieträger.

- VAR1** Die Kernrate auf der Basis von Vormonatsraten gemäß dem Ansatz der Bank of Canada, bei dem die Gewichte des Warenkorbs um das Reziprok der Standardabweichung der relativen Preisänderung korrigiert werden. Es werden die historischen Standardabweichungen für den gesamten Beobachtungszeitraum genutzt. Die Ergebnisse bei Verwendung von Vorjahrsraten unterscheiden sich kaum von jenen auf der Grundlage von Vormonatsraten, weshalb auf ihre separate Analyse verzichtet wird.
- VAR2** Die Kernrate auf der Basis von Vormonatsraten gemäß dem Ansatz von Dow/Diewert, bei dem die Komponenten allein entsprechend ihres „Inflations-signal“, d.h. der historischen Varianz über den gesamten Zeitraum, gewichtet werden. Auch hier heben sich die Reihen auf der Grundlage von Vormonats- und Vorjahresveränderungen kaum voneinander ab.
- TRIM1** Der 20%-getrimmte Mittelwert der Verteilung der disaggregierten Vormonatsraten (55 Komponenten), d.h. es werden jeweils 20% an beiden Enden der Verteilung abgeschnitten. Die Trimmungsgrenze wurde auf der Basis des von Bryan/Cecchetti/Wiggins (1997) vorgeschlagenen Verfahrens zur Wahl des optimalen Trimmungsparameters gewählt, wobei der RMSE gegenüber dem gleitenden 36-Monatsdurchschnitt der gemessenen Vormonatsrate minimiert wurde. Wird als Auswahlkriterium das Varianzminimum herangezogen, ist der 27%-getrimmte Mittelwert optimal. Beide Raten verlaufen nahezu gleich.
- TRIM2** Der 20%-getrimmte Mittelwert der Verteilung der disaggregierten Vorjahresraten. Um einen Vergleich zwischen den Zeithorizonten für die Berechnung des Inflationsrate zu ermöglichen, wurde die gleiche Trimmungsgrenze wie bei den Vormonatsraten gewählt. Bei Verwendung des gleitenden 36-Monatsdurchschnitt (auf der Basis von Vorjahresraten) als Benchmark ergibt sich ein optimaler Trimm von $\alpha = 6\%$. Die Erfüllung des Kriteriums „minimale Varianz“ bedarf eines Trimmungsparameters von $\alpha = 39\%$. Dies macht deutlich, dass sowohl die Wahl des zeitlichen Horizonts als auch des Auswahlkriteriums zu wesentlich anderen Ergebnissen führen können.
- MED1** Der gewichtete Median der Verteilung der disaggregierten Vormonatsraten.
- MED2** Der gewichtete Median der Verteilung der disaggregierten Vorjahresraten.
- SVAR1** Die Kernrate auf der Basis eines bivariaten SVAR für die westdeutsche Industrieproduktion und den Lebenshaltungsindex (jeweils in ersten Differenzen). Die

Anwendung herkömmlicher Tests auf Einheitswurzeln bestätigen die Stationarität der Inflationsrate und des Outputwachstums; Analysen im Rahmen der Johansen-Prozedur weisen auf keine Kointegrationsbeziehung zwischen Preisniveau und Industrieproduktion hin. Das Modell wurde mit 8 Lags für den Zeitraum 1979:1 bis 1998:12 geschätzt; diese Laglänge gewährleistet seriell unkorrelierte und homoskedastische Residuen. Das System schließt Konstanten und Saisondummys ein. Zur Berechnung der Kernrate werden nur die Nachfrageschocks herangezogen; Angebotsschocks werden nicht berücksichtigt.

SVAR2 Die Kernrate auf der Basis eines trivariaten SVAR für den nominalen Ölpreis (Weltmarktpreis) in D-Mark, die westdeutsche Industrieproduktion und den Lebenshaltungsindex (jeweils in ersten Differenzen). Die Ölpreisveränderungen sind stationär; die Niveaus der drei Variablen sind nicht kointegriert. Als weitere exogene Größen werden Veränderungen der Umsatz- und der Mineralölsteuer aufgenommen.³¹ Zur Vergleichbarkeit der Ergebnisse wurde auch dieses Modell mit 8 Lags, Konstanten und Saisondummys für den gleichen Zeitraum geschätzt. Zur Berechnung der Kerninflationsrate werden nur die Nachfrageschocks herangezogen; Ölpreisschocks, die weiteren Angebotsschocks sowie der Einfluss von Steueränderungen werden bei der Kalkulation nicht berücksichtigt.

P* Die Kerninflationsrate auf der Basis einer dynamischen Gleichung für den Lebenshaltungsindex. Die Schätzung erfolgt in ersten Differenzen für den Zeitraum 1979:1 bis 1998:12. Sie schließt die Preislücke mit ein, die auf Basis einer Geldnachfragegleichung mit der Geldmenge M3 und dem westdeutschen Produktionspotential geschätzt wird.³² Weitere Determinanten sind die von der Bundesbank veröffentlichten Zahlen zur Preisnorm³³ und mehrere Lagendogene. Um den Vergleich mit der Kernrate SVAR2 zu ermöglichen, werden auch der nominale Ölpreis und Reihen für Änderungen der Mehrwert- und der Mineralölsteuer einbezogen. Die Kerninflationsrate ergibt sich aus den gefitteten Werte dieser Gleichung, wobei die Öl- und Steuereffekte nicht berücksichtigt werden (Schätzergebnisse vgl. Anhang C).

³¹ Vgl. zu deren Konstruktion Reckwerth (1997).

³² Dabei wurde die Schätzung für das Produktionspotential eingesetzt, das u.a. für die Ableitung der Geldmengenziele verwendet wurde. Vgl. Deutsche Bundesbank (1995).

³³ Reckwerth (1997) enthält eine Übersicht.

3. Allgemeine Charakteristika der Kerninflationsraten

Die Entwicklung der verschiedenen Kerninflationsraten (Vorjahrsraten) über den Zeitraum 1981 bis 1998 kann den Schaubildern 1-6 entnommen werden. Auf den ersten Blick weisen viele der Kernraten in Grundzügen eine ähnliche Entwicklung wie der VPI auf, nur sind die Schwankungen weniger stark ausgeprägt. Gleichwohl sind auch bei vielen Kernraten abrupte Richtungsänderungen und ein Zick-Zack-Verlauf zu verzeichnen; nur VAR2 (Dow/Diewert-Methode) und P* verlaufen sehr ruhig. Vergleicht man die Verläufe von TRIM1 und TRIM2 (Schaubild 3) sowie von MED1 und MED2 (Schaubild 4) wird deutlich, dass die Frage der intertemporalen Aggregation empirisch nicht vernachlässigbar ist. Die beiden auf Basis von Vormonatsveränderungen berechneten Kernraten TRIM1 und MED1 unterscheiden sich erheblich von den mit gleicher Trimmung auf Basis von Vorjahrsraten kalkulierten Raten TRIM2 und MED2.

Die meisten Kernraten bewegen sich relativ synchron miteinander (vgl. auch Tabelle 1, unteres Dreieck). Dabei ist die Korrelation zwischen den statistischen Kernraten generell sehr hoch (sie liegt zwischen 0,94 und 0,99). Zwischen den Kernraten der ersten Gruppe (VPIEX bis MED2) und denjenigen auf Basis der ökonomischen Theorie (SVAR1, SVAR2 und P*) ist sie zum Teil wesentlich niedriger und reicht auch innerhalb der zweiten Gruppe nicht an einen Wert von 0,9 heran. Von allen Kerninflationsraten variiert P* am wenigsten mit den anderen. Dies wird besonders deutlich, wenn man auf die Korrelation zwischen den 1. Differenzen der Vorjahresraten blickt (im schattierten Dreieck der Tabelle 1), die den kurzfristigen Zusammenhang zeigt. Generell ist festzustellen, dass sich die Bewegungsrichtungen der Kernraten zu einem bestimmten Zeitpunkt deutlich voneinander unterscheiden. Die Einschätzung darüber, ob sich der generelle Preistrend ändert und in welche Richtung, hängt somit im erheblichen Maße von der gewählten Methode ab.

Auch die Frage, ob der aktuelle Trendwert über oder unter der gemessenen Inflationsrate liegt, ist vom Ansatz abhängig, da in nur wenigen Fällen alle Kerninflationsraten das gleiche Bild vermitteln. Zur Verdeutlichung hierfür werden im Schaubild 7 die zu jedem Zeitpunkt jeweils höchste und niedrigste Kerninflationsrate gemeinsam mit der gemessenen Inflationsrate abgebildet. Die Kernraten spannen quasi einen „Fächer“ auf, in dem sich der VPI in nahezu 80% der Beobachtungen befindet. Nur in Phasen, in denen extreme Schocks zu verzeichnen waren (Ölpreisschock zu Beginn des Beobachtungszeitraumes und Wechselkurs- und Ölpreisschock in den Jahren 1986/1987) weicht die gemessene Inflation deutlich von allen Kerninflationsraten ab.

Schaubild 1: VPI und VPIEX

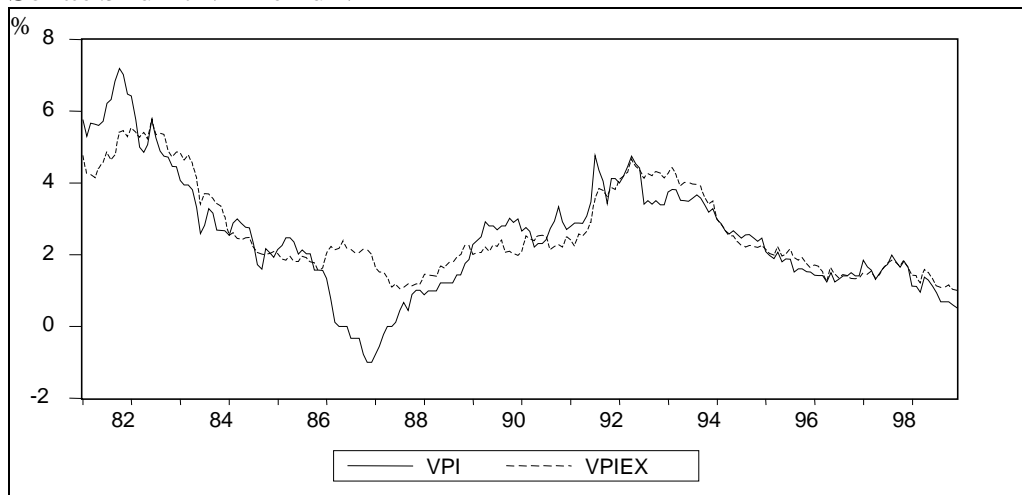


Schaubild 2: VPI, VAR1 und VAR2

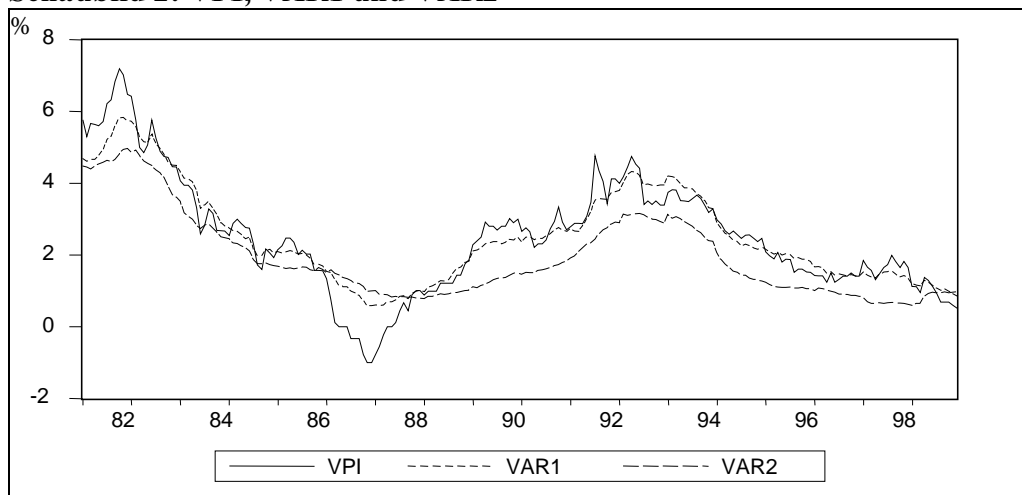


Schaubild 3: VPI, TRIM1 und TRIM2

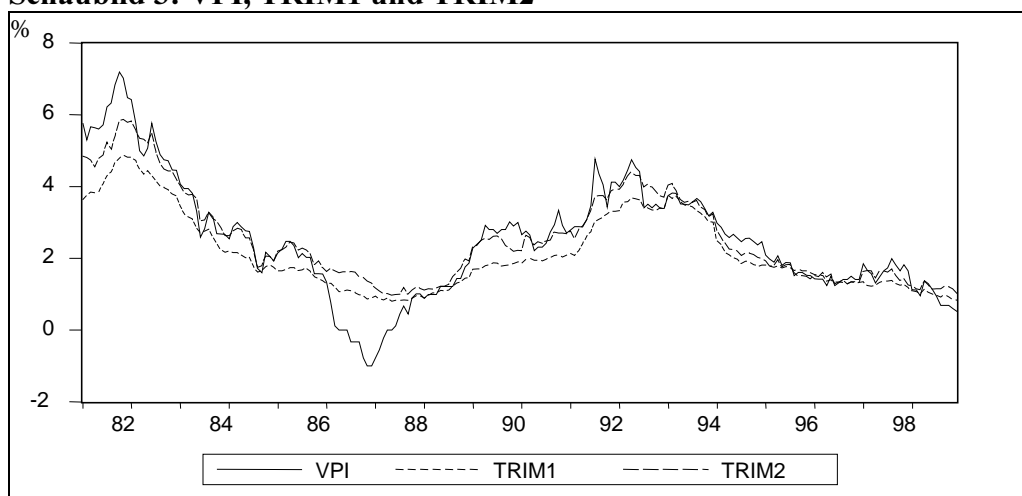


Schaubild 4: VPI, MED1 und MED2

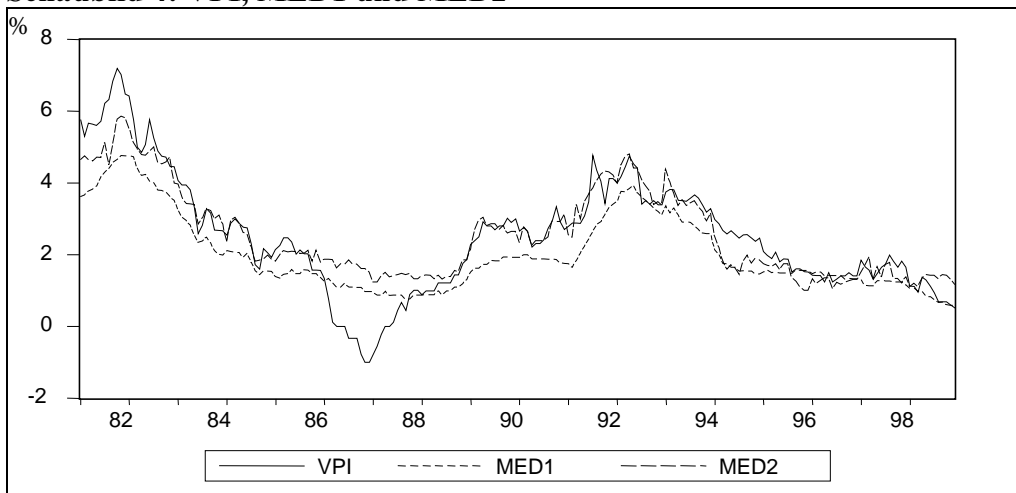


Schaubild 5: VPI, SVAR1 und SVAR2

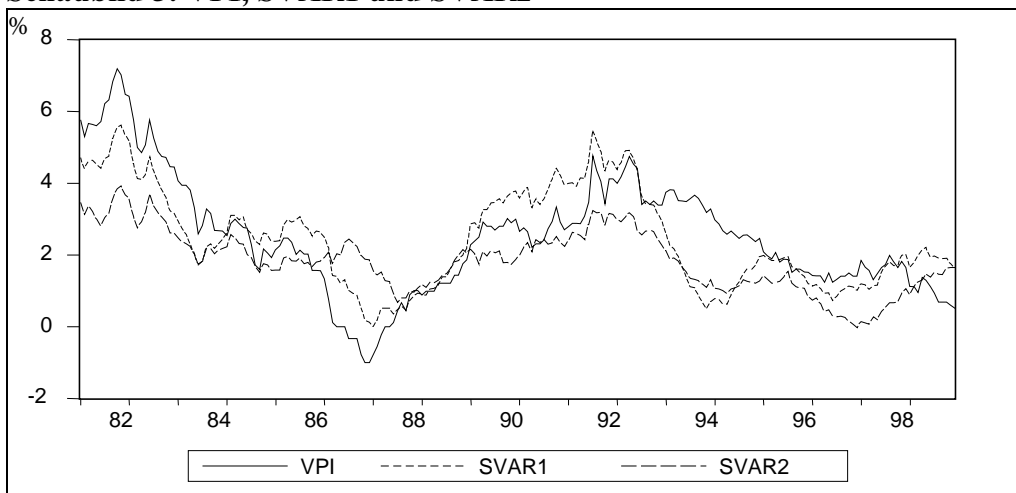


Schaubild 6: VPI und P*

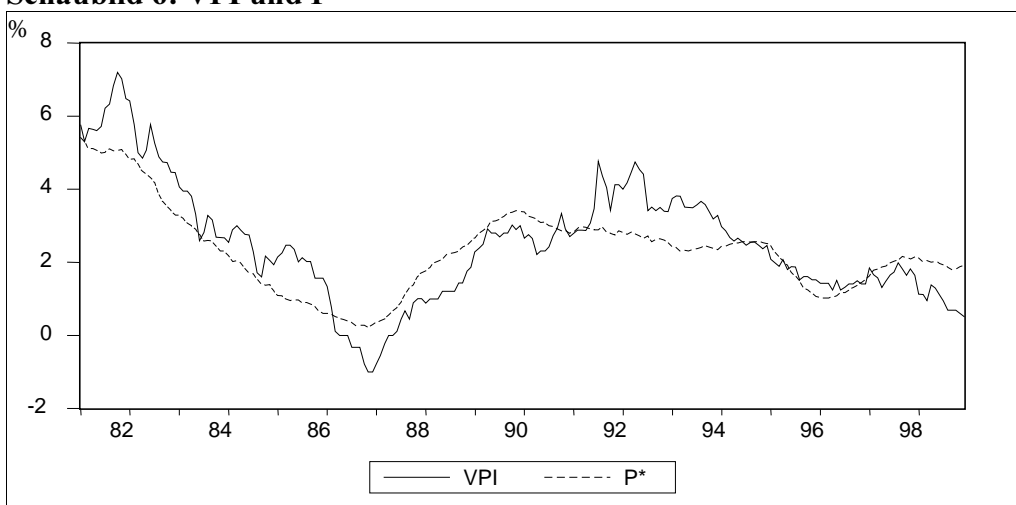


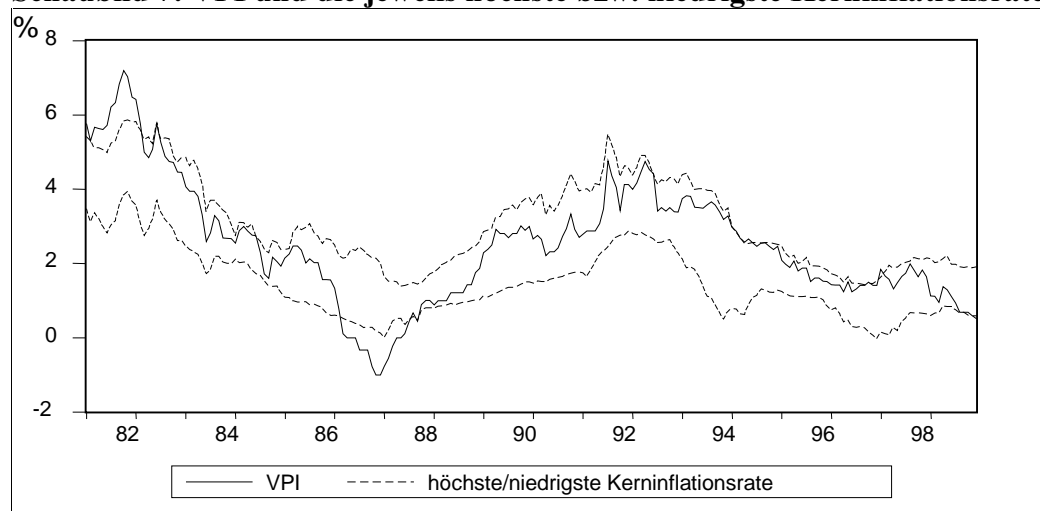
Tabelle1: Korrelation zwischen den Kerninflationsraten im Zeitraum 1981 bis 1998

a) zwischen Jahresraten im unteren Bereich

b) zwischen monatlichen Veränderungen der Jahresraten im oberen, schattierten Bereich

	VPIEX	VAR1	VAR2	TRIM1	TRIM2	MED1	MED2	SVAR1	SVAR2	P*
VPIEX	1	0,56	0,40	0,41	0,60	0,32	0,41	0,30	0,42	0,02
VAR1	0,96	1	0,67	0,84	0,79	0,70	0,48	0,59	0,43	0,21
VAR2	0,95	0,96	1	0,74	0,50	0,68	0,41	0,28	0,25	0,18
TRIM1	0,97	0,99	0,96	1	0,67	0,86	0,50	0,40	0,31	0,11
TRIM2	0,96	0,99	0,97	0,98	1	0,54	0,64	0,50	0,45	0,12
MED1	0,96	0,98	0,96	0,99	0,98	1	0,43	0,33	0,25	0,12
MED2	0,94	0,95	0,94	0,95	0,98	0,96	1	0,29	0,22	0,05
SVAR1	0,64	0,74	0,70	0,70	0,76	0,72	0,80	1	0,76	0,21
SVAR2	0,76	0,74	0,79	0,72	0,80	0,74	0,83	0,85	1	0,06
P*	0,73	0,82	0,75	0,78	0,80	0,77	0,79	0,73	0,63	1

Schaubild 7: VPI und die jeweils höchste bzw. niedrigste Kerninflationsrate



Interessant ist auch der Zeitraum von Mitte 1991 bis Anfang 1993. Hier wurde die gemessene Inflation neben der Wiedervereinigung sehr stark durch zwei Schocks (Erhöhung der Mineralölsteuer zum 1. Juli 1991 sowie Erhöhung der Mehrwertsteuer zum 1. Januar 1993) beeinflusst. Diese Schocks werden nicht von allen „Bereinigungsmethoden“ erkannt. Insbesondere SVAR1, die Kerninflation auf Basis eines bivariaten SVAR, identifiziert die Bewegungen der gemessenen Inflation nicht als Angebotsschock. Da die statistischen Methoden auf relative Preisänderungen fokussieren, können sie zwar die Erhöhung der Mineralölsteuer erkennen, aber nicht die Mehrwertsteuererhöhung. Nahezu alle statistischen Kernraten weisen zu Anfang des Jahres 1993 einen Sprung auf (vgl. Schaubilder 1 bis 4).

Ergänzend wird darauf hingewiesen, dass sowohl ADF-Tests als auch KPSS-Tests die Existenz einer Einheitswurzel bei der gemessenen Inflationsrate VPI und auch bei allen Kernraten ablehnen; die betrachteten Teuerungsraten sind somit stationär.

4. Exkurs: Änderung der Gewichte bei statistischen Methoden

Vor der Prüfung der Eigenschaften der Kernraten sollen zunächst die verschiedenen Gewichtungsschemata betrachtet werden, die aus den preisvariabilitätsgewichteten Methoden resultieren (Tabelle 2). Äquivalent dazu ist bei den getrimmten Mittelwerten die Analyse der Trimmungshäufigkeit der Komponenten. Einige Auffälligkeiten sind durch Schraffierung gekennzeichnet.

Die Trimmungshäufigkeit von TRIM1 gibt den Anteil der Beobachtungen, bei denen eine Komponente mit einem Nullgewicht (oder einem gegenüber dem Ausgabenanteil niedrigeren Gewicht, sofern eine Komponente die Trimmungsgrenze überschreitet) in die Kalkulation der Kernrate eingeht, an den Gesamtbeobachtungen an. Bei den Komponenten „Obst, Obsterzeugnisse“ und „Kartoffeln, Gemüse“ liegt dieser Anteil bei über 95 %. Eine ähnlich hohe Trimmung erfahren die Komponenten „Energie (ohne Kraftstoffe)“ und „Kraftstoffe“. Dies könnte als eine Bestätigung der Vorgehensweise beim VPIEX gesehen werden, bei dem gerade diese Gütergruppen ein Gewicht von Null zugewiesen bekommen. Allerdings gibt es auch einige andere Komponenten, die eine relativ hohe Trimmung erfahren. Sie liegt z.B. bei „Pflanzen, Güter für die Gartenhaltung“ ebenfalls bei fast 95 %; hier dürften saisonale Schwankungen eine Rolle spielen. Am wenigsten getrimmt werden die Komponenten „Strümpfe, Kopfbedeckungen, Kurzwaren“, „Brot und andere Erzeugnisse“ und „Verbrauchsgüter für die Haushaltsführung“ mit 13,2 %, 16,7 % bzw. 17,2 %.

Bei vielen Komponenten ist die Trimmung relativ symmetrisch. Dies ist nicht der Fall bei „Unterhaltungselektronik“, die bei einer Trimmhäufigkeit von 85,5 % immer am linken (und damit unteren) Ende der Verteilung ausgeschlossen wird; ein Ergebnis, das z.B. auch in Großbritannien (Andrade/O'Brien, 1999) und Japan (Mio/Higo, 1999) zu beobachten ist. Der anhaltende technische Fortschritt hat zu einem ständigen Preisrückgang in dieser Güterkategorie geführt. Bei insgesamt steigenden Preisen liegt eine solche Komponente fast immer am unteren Rand der Verteilung und wird getrimmt. Der hierdurch entstehende nahezu permanente Ausschluss ist aber fragwürdig, da der Rückgang der relativen Preise bei Unterhaltungselektronik schwer als temporärer Preisschock aufgefasst werden kann. Damit wird die Interpretation von getrimmten Mittelwerten als Maßstab für die permanente Preisentwicklung zweifelhaft. Es ist ein großes Manko dieser Methoden ohne Gedächtnis, dass sie extreme Preisbewegungen, die dauerhaft auftreten, nicht von transitorischen unterscheiden können und beide gleichermaßen eliminieren.

Tabelle 2: Trimmungshäufigkeit bei TRIM1 bzw. Gewichte von VAR1 und VAR2

	Anteil an Beobachtungen, an denen Komponenten getrimmt wurde (%)			Gewicht im Warenkorb Basis 1991	Gewicht in VAR1	Gewicht in VAR 2
	Am linken Rand	Am rechten Rand	Insgesamt			
Fleisch, Fleischerz., Fisch	31,3	10,1	41,4	36,6	42,7	10,2
Milch, Milcherzeug., Eier, Öle	37,4	11,5	48,9	22,8	28,6	12,3
Obst, Obsterzeugnisse	41,0	55,9	96,9	9,8	0,8	0,0
Kartoffeln, Gemüse	41,0	54,2	95,2	11,2	0,8	0,0
Brot und andere Backwaren	5,3	11,5	16,7	18,0	27,2	49,7
Zucker, Süßwaren, Marmelade	41,9	6,6	48,5	10,3	14,4	28,0
Andere Nahrungsmittel	22,9	4,0	26,9	12,9	18,4	48,6
Getränke, Tabakwaren	29,5	13,7	43,2	57,7	32,5	1,5
Essen in Kantinen, Gaststätt.	5,7	12,3	18,1	45,9	67,5	25,3
Herrenoberbekleidung	15,4	11,0	26,4	13,5	17,8	44,9
Damenoberbekleidung	23,3	10,1	33,5	26,1	32,9	41,7
Knabenoberbekleidung	22,5	12,8	35,2	2,0	2,4	28,1
Mädchenoberbekleidung	27,8	12,3	40,1	2,8	1,7	2,1
Sportbekleidung	22,5	9,3	31,7	1,8	1,6	6,4
Wäsche, Säuglingsbekleidung	8,4	14,5	22,9	9,4	12,6	36,4
Strümpfe, Kopfbed., Kurzwaren	6,2	7,0	13,2	6,3	9,1	94,1
Schuhe	10,6	13,7	24,2	11,0	13,8	29,4
Fremde Änd. und Reparaturen	4,4	15,9	20,3	1,1	1,5	28,4
Wohn.-Mieten (einschl. Nebenk.)	1,3	53,7	55,1	192,1	285,4	20,7
Energie (ohne Kraftstoffe)	51,5	33,5	85,0	53,5	17,0	0,4
Möbel	6,2	12,3	18,5	22,4	30,5	20,4
Bodenbeläge, Heimtextil.	14,1	7,5	21,6	11,6	16,2	35,3
Heiz- und Kochgeräte	21,1	2,2	23,3	13,5	20,1	53,3
Geschirr	8,8	11,9	20,7	8,3	10,9	21,2
Verbrauchsgüter für HH-Führung	10,6	6,6	17,2	6,9	9,0	19,7
Dienstl. für HH-Führung	4,8	30,0	34,8	6,6	3,0	1,1
Tapeten, Anstrichfarbe	7,5	21,6	29,1	7,8	7,4	7,1
Verbrauchsgüter für Gesundheit	21,1	14,1	35,2	7,1	1,4	0,2
Gebrauchsgüter für Gesundheit	8,8	9,3	18,1	2,9	4,4	36,3
Dienstl. von Ärzten	25,6	15,4	41,0	18,3	19,5	8,0
Dienstl. von Krankenhäuser	22,9	32,6	55,5	4,6	3,2	2,9
Verbrauchsgüter für Körperpflege	20,7	2,6	23,3	11,4	17,3	74,7
Gebrauchsgüter für Gesundheit	17,6	3,5	21,1	1,0	1,6	51,2
Dienstl. für Körperpflege	0,4	37,9	38,3	8,2	12,5	13,0
Kraftfahrzeuge und Fahrräder	29,1	26,9	55,9	71,1	52,5	2,9
Verbrauchsgüter Kfz/Fahrräder	17,2	10,6	27,8	5,2	2,6	1,4
Kraftstoffe	48,9	42,3	91,2	28,3	3,7	0,1
Gebrauchsgüter Kfz/Fahrräder	9,7	16,3	26,0	1,1	1,6	23,4
Fremde Rep./Dienstl.	1,3	35,7	37,0	29,5	31,5	6,7
Fremde Verkehrsleistungen	33,5	39,2	72,7	14,0	8,0	1,3
Nachrichtenübermittlung	44,5	9,7	54,2	18,8	2,7	0,1
Unterhaltungselektronik	85,5	0,0	85,5	15,5	20,8	6,2
Andere Gebr.Güter für Bildung	29,1	1,3	30,4	19,0	24,3	13,7
Bücher, Zeitungen, Zeitschriften	4,4	39,2	43,6	12,7	14,6	8,1
Andere Verbr.Güter	11,5	9,7	21,1	5,2	7,5	41,9
Unterrichtsleistungen	12,3	29,1	41,4	6,4	4,4	2,7
Dienste für Bildung	16,7	11,5	28,2	17,9	6,9	0,7
Pflanzen, Güter für Gartenpflege	51,1	43,6	94,7	10,4	1,8	0,1
Tiere, Güter für die Tierhaltung	23,8	5,7	29,5	3,4	3,8	10,7
Fremde Rep. an Gebrauchsgüter	4,0	24,2	28,2	1,2	1,7	15,3
Güter für die pers. Ausstattung	20,7	7,0	27,8	6,7	7,6	9,8
Dienstleist. Beherbergungsgew.	35,2	34,4	69,6	12,6	1,4	0,1
Pauschalreisen	37,4	29,1	66,5	16,7	1,4	0,0
Dienstleistungen KI/Versich.	17,6	31,7	49,3	19,6	12,7	1,7
Sonstige Dienstleist./Reparat.	33,0	15,4	48,5	9,3	3,0	0,5

Bei VAR1 und VAR2 ist zum einen auffällig, dass auch hier die Obst- und Gemüsekomponenten extrem niedrig gewichtet werden. Ebenso werden Energieträger mit geringerem Gewicht angesetzt, wenn auch bei VAR1 die Verringerung der Gewichte weniger deutlich ausfällt. Insgesamt werden die Gewichte in 80 % der Fälle bei den beiden Methoden in die gleiche Richtung angepasst; allerdings ist die Anpassung bei VAR1 meist nicht so extrem wie in VAR2, was zum Teil mit der Verankerung an die verbrauchsabhängigen Gewichte des Warenkorb im VAR1 zusammenhängt. Durch die Verwendung der Standardabweichung als Inflationssignal bei VAR1 und nicht der Varianz wie bei VAR2 werden zudem volatile Komponenten nicht so stark „bestraft“. Bei den Komponenten, deren Gewichte in unterschiedliche Richtungen geändert werden, fällt insbesondere die Mietkomponente auf. Während sich ihr Gewicht bei VAR1 erhöht, wird es bei VAR2 extrem vermindert. Hier spielt eine Rolle, dass zur Berechnung der relativen Preisvariabilität in VAR1 die VPI-Inflation herangezogen wird. Die Mietkomponente übt durch ihr hohes Gewicht einen starken Einfluss auf den VPI aus. Das ist bei VAR2 nicht der Fall, da dort zunächst das ungewichtete Mittel als „Referenzgröße“ in die Berechnung eingeht.³⁴

5. Erfüllung der Anforderungen an eine Kerninflationsrate

5.1 Mittelwerterhaltung

Die Mittelwerterhaltung ist ein wichtiges Kriterium für Kerninflationsraten. Allerdings kann aus theoretischer Sicht keine der Methoden seine Erfüllung garantieren. Auf den ersten Blick scheint dies auch für die Empirie zu gelten, wie Tabelle 3 zeigt. Lässt man eine Abweichung von +/- 0,1 %-Punkte zu, erfüllen über den gesamten Beobachtungszeitraum nur vier Kernraten dieses Kriterium: VAR1, TRIM2, MED2 sowie SVAR1. Wenig verwunderlich ist, dass VPIEX dieses Kriterium nicht erfüllt. Preise für Nahrungsmittel und Energie können über einen langen Zeitraum einen vollständig anderen Trend als die anderen Komponenten aufweisen. Mit einem ähnlichen Argument lassen sich die Abweichungen bei SVAR2 und P* erläutern; hier sind es insbesondere die indirekten Steuern, die den Bias bewirken. Ihre Veränderung zeigt im betrachteten Zeitraum immer nur nach oben. Werden sie herausgerechnet, liegt das Resultat zwangsläufig unter dem Durchschnitt des VPI-Anstiegs.³⁵ Allerdings zeigen zusätzlich durchgeführte F-Tests auf Gleichheit der

³⁴ Die unterschiedliche Gewichtung der Unterhaltungselektronik lässt sich auch darauf zurückführen, dass bei VAR1 mit der relativen Preisänderung gearbeitet wird. Hierdurch wird um einen möglichen anhaltenden relativen Preistrend korrigiert. Bei VAR2 ist dies durch Betrachtung der relativen Preise nicht der Fall; ein dauerhafter relativer Preistrend wird als Preisvariabilität interpretiert.

³⁵ Eine Abweichung ergibt sich bei P* auch dadurch, dass das verwendete Preisziel im Mittel leicht unterhalb der durchschnittlichen Inflationsrate liegt. Allerdings trägt dieser Effekt nur zu einem sehr geringen Teil zur Mittelwertabweichung bei.

Mittelwerte, dass auch VPIEX und P* hinsichtlich ihrer Mittelwerte nicht signifikant vom Durchschnitt des VPI abweichen.

Die Unterschiede hinsichtlich der Mittelwerterhaltung bei den Methoden, bei denen mit der relativen Preisvariabilität gewichtet wird, können durch die Behandlung der verbrauchsabhängigen Gewichte des Warenkorbs erklärt werden. Bei VAR1, bei dem diese Gewichte lediglich modifiziert werden, ist die Wahrscheinlichkeit noch relativ hoch, dass das Ergebnis im Schnitt nicht stark von der gemessenen Inflation abweicht. Die alten Gewichte dienen quasi als eine Art Anker. In VAR2 wird auf diesen Anker verzichtet, weshalb die Abweichungen von der gemessenen Inflation - wie im vorliegenden Fall - sehr groß werden können.

Tabelle 3: Inflationsraten im Vergleich

Zeitraum	Mittelwert ¹		Variationskoeffizient ²	
	1981-1998	1993-1998	1981-1993	1993-1998
VPI	2,51	1,99	0,64	0,45
VPIEX	2,66 (0,28)	2,11 (0,39)	0,47#	0,44#
VAR1	2,54 (0,83)	2,04 (0,72)	0,52#	0,45
VAR2	1,94 (0,00)	1,32 (0,00)	0,60#	0,55
TRIM1	2,15 (0,00)	1,80 (0,19)	0,50#	0,45
TRIM2	2,56 (0,69)	1,95 (0,81)	0,49#	0,43#
MED1	2,02 (0,00)	1,59 (0,00)	0,53#	0,42#
MED2	2,56 (0,70)	1,82 (0,26)	0,48#	0,45
SVAR1	2,45 (0,72)	1,46 (0,00)	0,56#	0,33#
SVAR2	1,83 (0,00)	1,02 (0,00)	0,47#	0,50
P*	2,31 (0,14)	1,95 (0,77)	0,50#	0,25#

1 Ergebnis eines F-Tests auf Gleichheit der Mittelwerte zwischen VPI und Kernrate in Klammern (P-Werte) -

2 Standardabweichung/Mittelwert. - # zeigt niedrigere Volatilität im Vergleich zum VPI (kein statistischer Test).

Bei den robusten Schätzern weichen TRIM1 und MED1, die auf Vormonatsraten basieren, im Mittel signifikant von VPI ab, während die auf Vorjahrsraten basierenden TRIM2 und MED2 mittelwerterhaltend sind. Dieses Ergebnis ist nicht leicht einsichtig. Die Frage der Mittelwerterhaltung hängt - wie bereits erwähnt - von der Schiefe der Verteilung ab. Im Schnitt sind beide Verteilungen nicht symmetrisch (zur empirischen Verteilung der westdeutschen Inflationsraten vgl. Anhang A); auf Basis von Vormonatsraten ist die Verteilung mit einer durchschnittlichen Schiefe von -0,21 linksschief, auf Basis von Vorjahresraten ist sie rechtsschief (0,37). Demnach wäre zu erwarten, dass alle diese Schätzer vom Mittelwert der gemessenen Inflation abweichen; d.h. auch diejenigen auf Basis von Vorjahresraten. Zudem müsste bei den monatlichen Inflationsraten die Linksschiefe dazu führen, dass der Median im Schnitt über dem VPI liegt und nicht wie hier rund einen ½ Prozentpunkt darunter. Dies trifft zumindest auf stetige Verteilungen zu. Durch die ungleichmäßigen Gewichte des Warenkorbs wird aber die Verteilung im hohen Maße diskretionär. Hinzu

kommt, dass die Schiefe der Verteilung im Zeitablauf stark variiert und eine hohe Zahl an Ausreißern vorliegt. Das Zusammenspiel dieser Faktoren dürfte die Abweichungen erklären. Die niedrigere Kurtosis und Schiefe bei den Vorjahresraten führen dazu, dass hier die symmetrischen Trimms trotz positiver Schiefe empirisch mittelwerterhaltend sind - unabhängig vom Ausmaß der Trimmung.

Die Ergebnisse bestätigen sich weitgehend bei Betrachtung eines kürzeren Zeitraums (1993-1998). Allerdings ist dann sogar der getrimmte Mittelwert auf Basis von Vormonatsraten (TRIM1) mittelwerterhaltend, während die Kernrate SVAR1 diese Eigenschaft verliert.

5.2 Niedrige Volatilität

Die Volatilität der Indikatoren wird anhand des Variationskoeffizienten (Standardabweichung/Mittelwert) analysiert, womit der Tatsache Rechnung getragen wird, dass die Indikatoren unterschiedliche Mittelwerte haben. Tabelle 3 zeigt, dass alle Kerninflationen weniger variabel als die gemessene Inflation sind. Allerdings sind die Unterschiede gegenüber der VPI-Variabilität nicht immer deutlich (z.B. bei VAR2). Das Gesamtergebnis fällt zudem für den kürzeren Zeitraum 1993 bis 1998 nicht mehr so positiv aus.

Als weiteres Volatilitätsmaß wird der Autokorrelationskoeffizient herangezogen (Tabelle 4 – für den gesamten Beobachtungszeitraum). Die Autokorrelationskoeffizienten 1. Ordnung sind bei allen Inflationsraten nahezu identisch und sehr hoch. Bei der 6. und 12. Ordnung können leichte Unterschiede ausgemacht werden. Alle statistischen Kernraten sowie P* haben einen höheren Autokorrelationskoeffizienten als VPI. Die Differenz nimmt aber mit höherer Lagordnung entweder ab oder kehrt sich sogar um. Bei einem Lag von 24 Monaten sind nur noch VAR1 und VAR2 stärker autokorreliert als der VPI.

Tabelle 4: Autokorrelationskoeffizienten

Ordnung	1	6	12	18	24
VPI	0,97	0,82	0,58	0,39	0,20
VPIEX	0,98*	0,86*	0,64*	0,40*	0,16
VAR1	0,99*	0,88*	0,67*	0,45*	0,22*
VAR2	0,99*	0,88*	0,67*	0,44*	0,23*
TRIM1	0,99*	0,88*	0,65*	0,42*	0,19
TRIM2	0,98*	0,86*	0,64*	0,41*	0,19
MED1	0,99*	0,85*	0,60*	0,36	0,14
MED2	0,97	0,84*	0,62*	0,41*	0,18
SVAR1	0,98*	0,82	0,52	0,23	0,02
SVAR2	0,97	0,82	0,56	0,35	0,19
P*	0,98*	0,85*	0,61*	0,35	0,12

* zeigt höhere Autokorrelation als beim VPI an (kein statistischer Test).

5.3 Robustheit

VPIEX

Der VPIEX ist von vornherein robust, da zu einem Zeitpunkt ein für alle Mal festgelegt wird, welche Komponenten permanent ausgeschlossen werden. Zudem werden diese Komponenten (wie alle anderen) ex post nicht revidiert.³⁶ Allerdings stellt sich die Frage, ob die einmal festgelegte Regel im Zeitablauf beibehalten werden sollte, da sich die Volatilitäten verschieben können. Empirisch haben sich die Volatilitäten im Beobachtungszeitraum allerdings nicht sehr stark verändert (Tabelle 5). Bei den Energieträgern ist z.B. die Volatilität im gesamten Beobachtungszeitraum nur etwas höher als jene in der Periode 1993-1998. Ähnliches gilt für die saisonabhängigen Nahrungsmittel. Dagegen schwankt die gemessene Inflation in der kurzen Periode wesentlich weniger als im Gesamtzeitraum; und VPIEX ist VPI im kurzen Zeitraum hinsichtlich der Persistenz kaum noch überlegen.

Tabelle 5: Variabilität* der Preisänderungen in den Hauptgruppen des Preisindex für die Lebenshaltung

	1981-1998	1993-1998
VPI	0,64	0,45
Nahrungsmittel	1,07	0,52
Saisonabhängige Nahrungsmittel ¹⁾	2,70	2,67
Gewerbliche Waren	1,15	0,71
Gewerbliche Waren ohne Energieträger	0,64	0,64
Energieträger	5,82	4,02
Wohnungs- und Garagennutzung	0,38	0,38
Dienstleistungen	0,47	0,49
VPIEX	0,47	0,44

* Standardabweichung / Mittelwert

VAR1 und VAR2

Ändert sich die relative Preisvariabilität im Zeitablauf, dann sind Kerninflationsraten, die diese als Gewicht verwenden, nicht robust. Ob dies in der Praxis tatsächlich ein Problem darstellt, wird für die Kernraten VAR1 und VAR2 rekursiv untersucht. Dabei wird der Zeitraum, über den das Gewichtungsschema ermittelt wird, sukzessive um einen Monat verlängert. Ausgangspunkt ist der Zeitraum 1980:2 bis 1991:1; am Ende steht der Gesamtzeitraum 1980:2 bis 1998:12.

³⁶ Der Wechsel auf ein neues Basisjahr wird in diesem Zusammenhang nicht als Revision von Daten erachtet.

Im Ergebnis ist sowohl VAR1 als auch VAR2 relativ robust. Dies verdeutlichen die Schaubilder 8 und 9, die jeweils den Wert der Kerninflationsrate für Januar 1991 für einen steigenden Stützbereich zeigen. Die erste Schätzung des Preistrends für Januar 1991 muss auch bei Berücksichtigung neuer Beobachtungen kaum korrigiert werden. Dies impliziert, dass sich die Variabilität der relativen Preise im Zeitablauf nur unwesentlich verändert hat.

Schaubild 8: Entwicklung von VAR1 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung

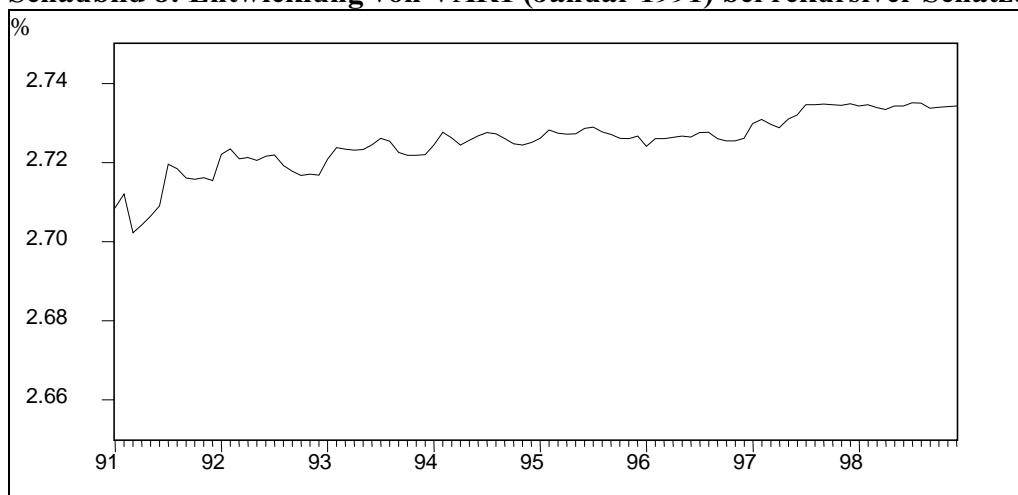
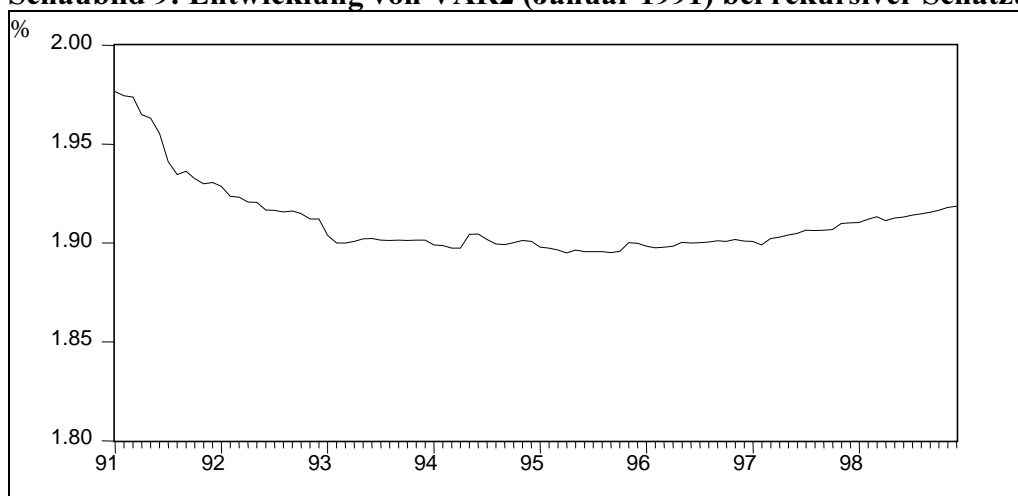


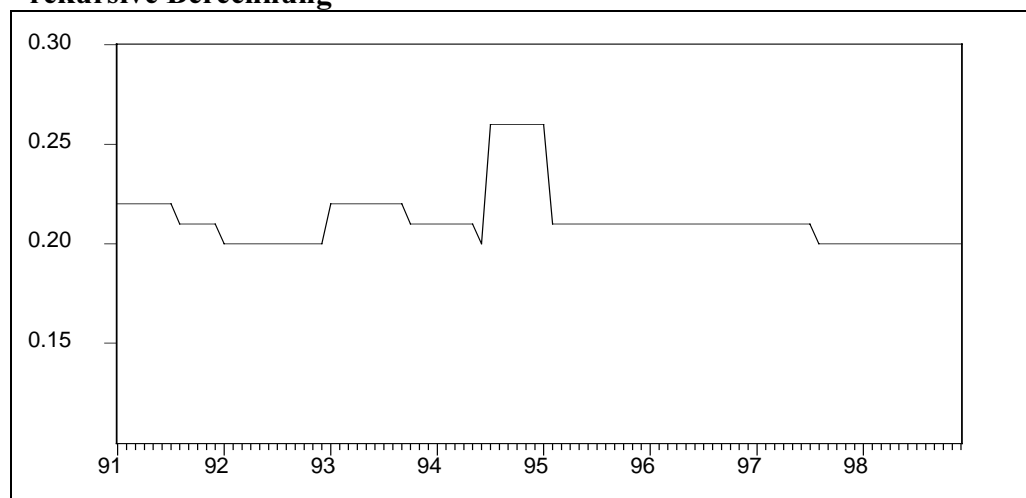
Schaubild 9: Entwicklung von VAR2 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung



TRIM1, TRIM2, MED1 und MED2

Ein α -getrimmter Mittelwert ist per se robust, da sich die der Trimmung zu Grunde liegenden ex post Inflationsdaten nicht ändern. Somit sind die beiden Mediane (MED1 und MED2) zeitlich invariant und müssen nicht näher analysiert werden. Anders verhält es sich, wenn ein optimaler Trimmungsparameter über die von Bryan/Cecchetti/Wiggins (1997) vorgeschlagene Methode bestimmt wird. Dieser optimale Parameter muss im Zeitablauf nicht konstant sein, sondern ist u.a. von der Entwicklung der Momente der Verteilung in den Komponenten abhängig.

**Schaubild 10: Entwicklung des optimalen Trimmungsparameters für TRIM1
- rekursive Berechnung**



Der bei TRIM1 verwendete Trimmungsparameter von $\alpha=20$ wurde über die Minimierung des RMSE über den Gesamtzeitraum ermittelt. Die Sensitivität dieses Parameters wird im Folgenden rekursiv analysiert. Start der rekursiven Analyse ist der Zeitraum 1980:2 bis 1991:1. Wie Schaubild 10 zeigt, variiert der optimale Abschneideparameter im Zeitablauf. Allerdings bewegt sich α in relativ engen Grenzen, und die verschiedenen getrimmten Mittelwerte liegen eng beieinander. Da der Trimmparameter $\alpha=20$ bei TRIM2 aus Vergleichsgründen ad hoc festgelegt wurde, muss dessen Robustheit nicht getestet werden. Ergänzend sei erwähnt, dass bei Jahresraten der optimale Trimm ($\alpha=6$) stabil ist. Das insgesamt gute Resultat für die Trimms stimmt mit Untersuchungsergebnissen für die USA überein (vgl. Bryan/Cecchetti/Wiggins, 1997), steht aber im Gegensatz zu Ergebnissen für britische Daten (Bakhshi/Yates, 1999). Hinzu kommt, dass die Anwendung eines anderen Auswahlkriteriums für den optimalen Trimm, z.B. Minimierung der Varianz, nicht zwangsläufig zu einem ähnlich positiven Urteil führen muss.

SVAR1 und SVAR2

Zur Ermittlung der Sensitivität werden die beiden strukturellen VAR-Modelle rekursiv geschätzt und die jeweilige Kerninflationsrate für Januar 1991 für steigende Stützbereiche berechnet. Schaubilder 11 und 12 zeigen den Verlauf von SVAR1 bzw. SVAR2. Bei beiden Modellen bewirkt die Neuschätzung des Öfteren eine Revision der Vergangenheit. Diese Revision ist wesentlich stärker ausgeprägt als bei den zuvor analysierten Methoden. Insbesondere SVAR1 zeigt am Anfang starke Ausschläge, die durch die Erhöhung der Mineralölsteuer im Juli 1991 bedingt sind. Bei beiden Raten stabilisiert sich zudem die Kernrate nicht gegen Ende des Schätzzeitraums; jede neue Beobachtung führt zu einer Korrektur. Die oftmals geäußerte Vermutung, dass diese Methoden zu instabilen Ergebnissen führt, wird damit bestätigt. Die Kerninflationsrate für Januar 1991 bewegt sich je nach

Stützzeitraum in einem Band von 0,6 Prozentpunkten bei SVAR1 und von über 0,4 Prozentpunkten bei SVAR2.

Schaubild 11: Entwicklung von SVAR1 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung

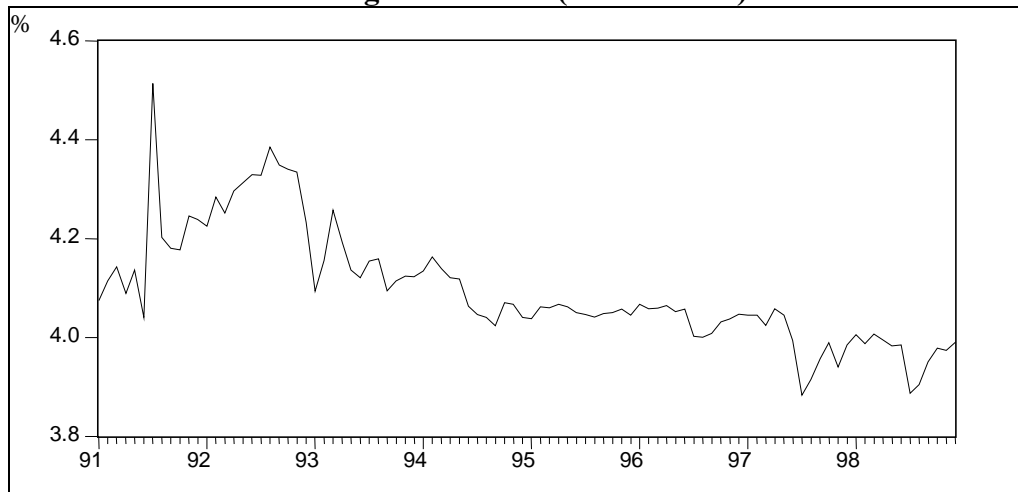
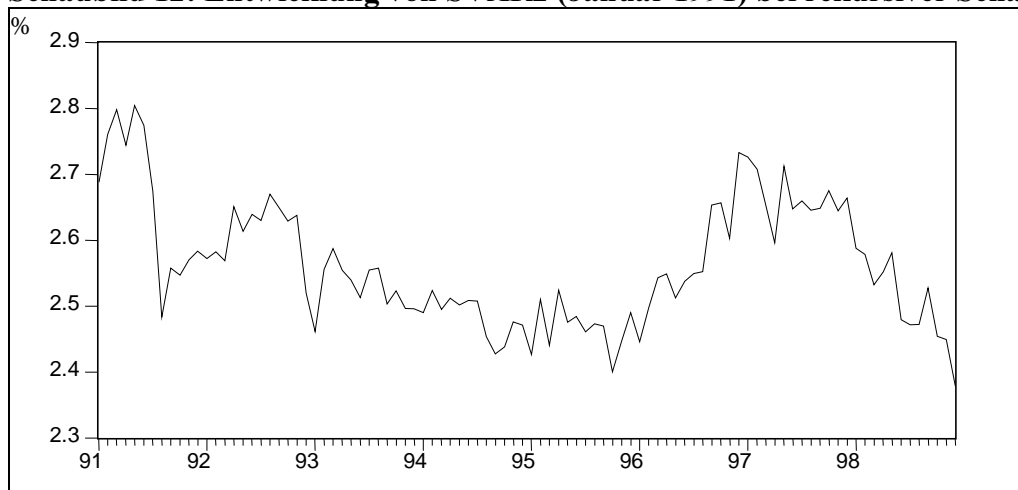


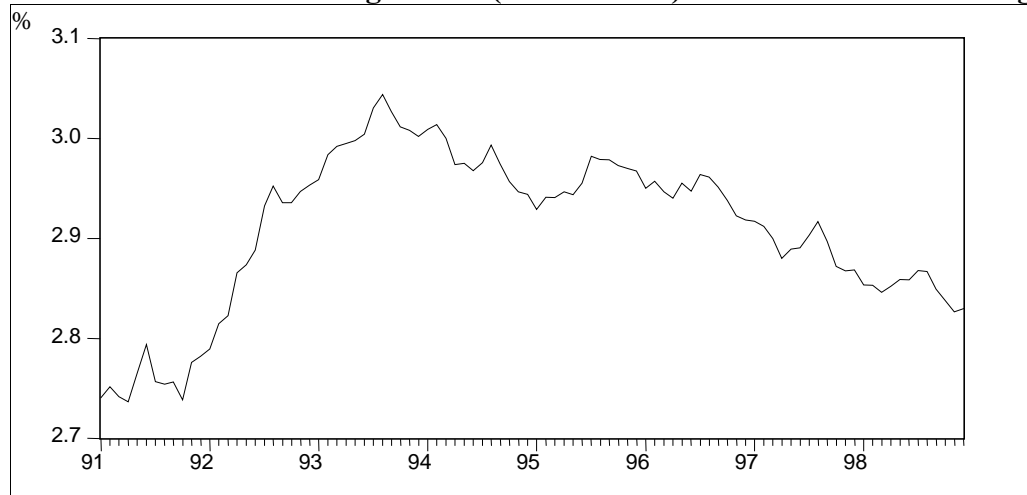
Schaubild 12: Entwicklung von SVAR2 (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung



P^*

Im Rahmen der rekursiven Analyse der P^* -Kerninflation wurde aus Konsistenzgründen neben der dynamischen Preisgleichung auch das langfristige Preisniveau für ansteigende Stützbereiche geschätzt. Schaubild 13 macht deutlich, dass auch diese Kernrate ex post revidiert werden muss. Allerdings sind die Korrekturen im Gegensatz zu den SVAR-Ansätzen weniger abrupt, und sie bewegen sich in einem etwas kleineren Band von rund 0,3 Prozentpunkten.

Schaubild 13: Entwicklung von P* (Januar 1991) bei rekursiver Schätzung



Fasst man die Ergebnisse zusammen, dann sind nur die Mediane absolut robust. Die anderen statistischen Methoden sind relativ robust. Im Vergleich dazu weisen die Methoden auf Basis ökonometrischer Schätzungen Instabilitäten auf. Hier kommt hinzu, dass bei der Analyse die Daten für andere Variablen, z.B. die Industrieproduktion, als zeitlich invariant unterstellt werden, obwohl sie in der Praxis häufiger Revisionen unterliegen. Der Korrekturbedarf dürfte deshalb noch größer ausfallen als hier gezeigt.

5.4 Unabhängigkeit zwischen Kerninflationen und Schocks

Die Unabhängigkeit zwischen Schocks und Kernraten wird in Anlehnung an Roger (1997) im Rahmen von bivariaten Granger-Kausalitätstests geprüft mit der jeweiligen Nullhypothese $H_0 : \sum_{i=1}^{12} \gamma_i = 0$:

$$(5.4.1) \quad \begin{aligned} \text{Kernrate}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \text{Kernrate}_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i \text{Schock}_{t-i} + \varepsilon_t \\ \text{Schock}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^{12} \beta_i \text{Schock}_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i \text{Kernrate}_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Die Ergebnisse können Tabelle 6 entnommen werden. Wie die P-Werte (die das marginale Signifikanzniveau angeben) zeigen, sind über den gesamten Beobachtungszeitraum nur die Trendraten VAR1, VAR2 und TRIM1 auf dem 5%-Niveau unabhängig von den Schocks. Die herausgerechneten Komponenten besitzen keine Vorlaufeigenschaft gegenüber diesen Kernraten und umgekehrt; somit gehen keine Informationen über den Trend verloren. Bei VPIEX, TRIM2, MED2 und SVAR2 enthält die transitorische Komponente der gemessenen Inflation Informationen über den Verlauf der Trendinflation, d.h. als temporär erachtete Preisbewegungen sind tatsächlich permanenter Natur. Umgekehrt verhält es sich bei SVAR1. Dagegen besteht bei MED1 und P* eine Feedbackbeziehung. Das

Gesamtergebnis verbessert sich etwas im kürzeren Zeitraum (1993-1998). Hier sind zumindest 5 Indikatoren unabhängig von den Schocks (VPIEX, VAR1, VAR2, TRIM2, MED2).

Tabelle 6: Granger-Kausalitätstests auf Unabhängigkeit zwischen Schocks und Kerninflationen (P-Werte)

		1981 - 1998	1993 - 1998
VPIEX	Schock → Kernrate	0.00	0.52
	Kernrate → Schock	0.07	0.42
VAR1	Schock → Kernrate	0.06	0.06
	Kernrate → Schock	0.26	0.75
VAR2	Schock → Kernrate	0.07	0.15
	Kernrate → Schock	0.39	0.07
TRIM1	Schock → Kernrate	0.08	0.03
	Kernrate → Schock	0.12	0.06
TRIM2	Schock → Kernrate	0.03	0.14
	Kernrate → Schock	0.52	0.93
MED1	Schock → Kernrate	0.01	0.26
	Kernrate → Schock	0.01	0.00
MED2	Schock → Kernrate	0.00	0.94
	Kernrate → Schock	0.10	0.79
SVAR1	Schock → Kernrate	0.06	0.04
	Kernrate → Schock	0.01	0.02
SVAR2	Schock → Kernrate	0.03	0.14
	Kernrate → Schock	0.20	0.01
P*	Schock → Kernrate	0.00	0.00
	Kernrate → Schock	0.00	0.06

5.5 Verbesserung der Prognose der künftigen gemessenen Inflation

Die Prognosegüte der Kerninflationen wird im Rahmen naiver Prognosegleichungen, die der von Bryan/Cecchetti (1994) verwendeten Methodologie folgen, getestet:

$$(5.5.1) \quad \frac{12}{k} [\ln(VPI_{t+k}) - \ln(VPI_t)] = \alpha + \beta [\ln(p_t) - \ln(p_{t-12})] + \varepsilon_t$$

wobei p alternativ für die elf Indizes (VPI bis P*) steht. Die Ergebnisse für die gemessene Inflation (VPI) dienen als Benchmark. Um Aufschluss über die Prognosegüte über unterschiedliche Horizonte zu gewinnen, wird als Prognosegröße nicht nur die Vorjahresrate verwendet, sondern auch Eineinhalbjahres- und Zweijahresraten (k steht entsprechend für 12, 18 und 24 Monate). Diese Gleichung wird zunächst bis 91:12 geschätzt; und der Wert für 92:1 wird auf der Grundlage der Gleichung prognostiziert. Anschließend wird sukzessive der Schätzzeitraum um eine Beobachtung erweitert, eine neue Schätzung durch-

geführt, mit deren Hilfe wiederum prognostiziert wird. D.h. es erfolgt eine Reihe von statischen Prognosen, deren Fehler anhand des RMSE gemessen wird.

Ein * in Tabelle 7 zeigt an, ob sich der RMSE bei Verwendung der Kerninflationen gegenüber der Benchmark vermindert. Die Evidenz hinsichtlich der Prognosegüte der Kerninflationen ist uneinheitlich. Nur bei MED2, dem Median der Vorjahresraten, vermindert sich in allen Fällen der Prognosefehler. Mit Ausnahme des kurzen Prognosehorizonts besitzen die Kernraten auf der Basis von SVAR-Modellen einen ähnlichen bzw. zum Teil wesentlich höheren Informationsgehalt. VPIEX und TRIM1 schneiden dagegen schlecht ab.

Um den Informationsgehalt der Kerninflationen zu testen, der über denjenigen hinausgeht, der bereits in der vergangenen VPI-Inflation enthalten ist, werden zudem Granger-Kausalitätstests (für den gesamten Beobachtungszeitraum sowie einen Teilabschnitt) für den VPI in folgender Form durchgeführt mit der Nullhypothese $H_0 : \sum_{i=1}^{12} \gamma_i = 0$:

$$(5.5.2) \quad VPI_t = \alpha + \sum_{i=1}^{12} \beta_i VPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{12} \gamma_i \text{Kernrate}_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Hiernach sind VPIEX, VAR1, TRIM2, MED1 und P* auf dem 5%-Niveau Granger-kausal für die gemessene Teuerungsrate. Die restlichen Kernraten leisten keinen weiteren Beitrag zur Prognose des VPI. Im kurzen Sample besitzen 6 Kernraten (VPIEX, VAR1, VAR2, MED1, SVAR1 und SVAR2) die Kausalitätseigenschaft.

Tabelle 7: Vergleich der Prognoseeigenschaften der Kernraten

	Naive Prognosegleichungen ¹			Granger-Kausalitätstest ²	
	k=12	k=18	k=24	1981-1998	1993-1998
VPI	0,71	0,82	0,85	-	-
VPIEX	0,75	0,90	0,94	0,00	0,01
VAR1	0,68*	0,83	0,88	0,02	0,05
VAR2	0,66*	0,87	0,93	0,19	0,03
TRIM1	0,71	0,87	0,91	0,08	0,08
TRIM2	0,63*	0,80*	0,85	0,05	0,42
MED1	0,70*	0,87	0,91	0,01	0,01
MED2	0,62*	0,75*	0,81*	0,12	0,44
SVAR1	0,73	0,64*	0,58*	0,29	0,01
SVAR2	0,79	0,76*	0,71*	0,20	0,05
P*	0,82	0,82	0,74*	0,00	0,47

1) RMSE für den Zeitraum 1992:1 bis 1998:12. – 2) P-Wert. – * zeigt Verbesserung des RMSE (kein statistischer Test).

5.6 Zusammenhang zwischen Kerninflationsraten und Inflationserwartungen

Um Aussagen über die Beziehung zwischen den Kernraten und Inflationserwartungen machen zu können, wird zunächst ein Maßstab für die Inflationserwartungen benötigt. Hierfür werden die Ergebnisse der monatlichen Verbraucherumfrage der GfK verwendet.³⁷ Die Daten beziehen sich auf die Inflationserwartungen der Konsumenten im Zeitpunkt $t-12$ für den Zeitpunkt t . Zum Test werden sie mit den Kerninflationsraten auf Vorjahresbasis zum Zeitpunkt t kontrastiert, in dem der jeweilige RMSE gegenüber den Inflationserwartungen berechnet wird.³⁸ Die Inflationserwartungen liegen erst ab 1985:1 vor, wodurch die Analyse nur ab 1986:1 erfolgen kann.

Bei den Ergebnissen (Tabelle 8) ist zunächst auffällig, dass der RMSE des VPI in Anbetracht eines Mittels der Inflationserwartungen über den Beobachtungszeitraum von 1,8 % mit 0,98 relativ hoch ist. Dies gilt auch wenn man berücksichtigt, dass der VPI im Durchschnitt um rund 0,2 Prozentpunkte über den Inflationserwartungen liegt. Auch wenn einige Kerninflationsraten im Schnitt ähnliche Abweichungen gegenüber den Erwartungen aufweisen, liegt bei acht von den zehn betrachteten Inflationsraten der RMSE unter dem des VPI. Im Falle von TRIM1 kann jener sogar fast halbiert werden. Nur die Raten auf Basis von SVAR-Modellen erbringen höhere Abweichungen als der VPI. Im kurzen Zeitraum ist der RMSE bei der gemessenen Inflation deutlich niedriger, und wird nur von P* untertroffen. Bei allen anderen Kernraten ist der Zusammenhang zwischen ihnen und den Inflationserwartungen schlechter oder gleich gut wie beim VPI.

Tabelle 8: Abweichungen zwischen Inflationsraten und Inflationserwartungen

VPI	VPIEX	VAR1	VAR2	TRIM1	TRIM2	MED1	MED2	SVAR1	SVAR2	P*
1986-1998										
0,98	0,83*	0,75*	0,65*	0,55*	0,78*	0,61*	0,95*	1,39	1,00	0,93*
1993-1998										
0,51	0,55	0,54	0,92	0,59	0,51	0,72	0,64	1,07	1,25	0,44*

* zeigt Verbesserung des RMSE (kein statistischer Test).

5.7 Schnelle Verfügbarkeit und Verständlich für die Öffentlichkeit

Unter Berücksichtigung der Veröffentlichungspraxis in Deutschland können nur die statistischen Methoden als schnell verfügbar eingestuft werden. Alle Daten, die bei diesen Ansätzen zur Kalkulation der Kerninflation notwendig sind, stehen zeitgleich mit der Ver-

³⁷ Diese Daten sind rein qualitativer Natur; sie lassen sich aber in quantitative Daten umrechnen. Vgl. Reckwerth (1997)

³⁸ Eine andere Möglichkeit wäre, wie von Blix (1995) vorgeschlagen, Kerninflationsraten zu prognostizieren und die Prognoseperformance anhand von Inflationserwartungen zu beurteilen.

öffentlichung des endgültigen Ergebnisses für den Preisindex für die Lebenshaltung zur Verfügung. Bei den theoriebasierten Methoden tritt das Problem auf, dass die neben der Inflation verwendeten Daten in der Regel erst einige Wochen nach Bekanntgabe der Verbraucherpreisdaten veröffentlicht werden; diese Kernraten stehen somit nicht zeitgleich mit den Inflationsdaten zur Verfügung.

Darüber, ob die Methoden die gewünschte Eigenschaft „Verständlich für die Öffentlichkeit“ erfüllen, lässt sich nur mutmaßen. Unter der Annahme, dass die Öffentlichkeit die Berechnung der gemessenen Inflation versteht, ist davon auszugehen, dass die Ausschlussmethode (VPIEX), der Ansatz der Bank of Canada (VAR1) und die getrimmten Mittelwerte einschließlich der Mediane nachvollziehbar sind. Allerdings dürfte die Bestimmung der optimalen Trimmungsgrenze bei den getrimmten Mittelwerten nicht einfach zu erläutern sein. Die Dow/Diewert-Methode (VAR2) sowie die strukturellen VAR-Ansätze sind von recht komplexer Natur, sodass ihre Illustration schwierig sein dürfte. Zwar stellt auch der P*-Ansatz relativ hohe Anforderungen. Aufgrund seiner engen Verbindung zur ehemaligen Geldmengenstrategie der Bundesbank dürfte zumindest die Grundidee des Konzepts verständlich sein.

Erweitert man dieses Kriterium um Aspekte der Transparenz, dann können alle Methoden die Anforderung nur noch eingeschränkt erfüllen. Bei allen ist ein bestimmtes Maß an subjektiven Wahlmöglichkeiten hinzunehmen, die z.B. bei den statistischen Methoden bei der Frage der Aggregationsstufe beginnen und bei den theoriegestützten Methoden insbesondere die Wahl der zusätzlich einzubeziehenden Variablen betreffen. Zur Schaffung von Transparenz müssten die Varianten und ihre Auswahl explizit erläutert werden. Zudem wäre eine Begründung für die Wahl einer bestimmten Alternative notwendig.

5.8 Zusammenfassung der Ergebnisse

Zur Erleichterung der Auswertung gibt Tabelle 9 einen Überblick über die Erfüllung der einzelnen Kriterien. Dabei kennzeichnen ☆ und – die Erfüllung bzw. Nichterfüllung. Allerdings ist eine solche Einordnung nicht in allen Fällen eindeutig; Grauzonen werden mit ☆/– angezeigt. Hierauf wird insbesondere dann zurückgegriffen, wenn die Ergebnisse für den gesamten Beobachtungszeitraum von jenen des kurzen Samples abweichen.

Die Tabelle macht deutlich, dass keine Methode alle Kriterien uneingeschränkt erfüllen kann. Umgekehrt wird auch kein einziges Kriterium von allen Ansätzen erfüllt. Insbesondere lässt der Prognosegehalt der Kernraten für die gemessene Inflation zu wünschen übrig, und auch die Ergebnisse hinsichtlich der Unabhängigkeit zwischen den Komponenten der Inflation sind wenig befriedigend.

Tabelle 9: Kerninflationen und ihre Performance

Kriterium	VPIEX	VAR1	VAR2	TRIM1	TRIM2	MED1	MED2	SVAR1	SVAR2	P*
Mittelwert-erhaltung	☆	☆	—	☆/—	☆	—	☆	☆/—	—	☆
Niedrigere Volatilität als VPI	☆	☆/—	☆/—	☆/—	☆	☆	☆/—	☆	☆/—	☆
Robustheit	☆	☆/—	☆/—	☆/—	☆	☆	☆	—	—	—
Unabhängigkeit von Schock und Kerninflation	☆/—	☆	☆	☆/—	☆/—	—	☆/—	—	—	—
Verbesserung der Prognose	☆/—	☆/—	☆/—	—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—
Zusammenhang mit Inflations-erwartungen	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	☆/—	—	—	☆
Schnelle Verfügbarkeit	☆	☆	☆	☆	☆	☆	☆	—	—	—
Verständlich für Öffentlichkeit	☆	☆	☆/—	☆/—	☆/—	☆	☆	—	—	☆/—

Vergleicht man die beiden Methodenklassen, dann schneiden die statistischen Ansätze grundsätzlich besser ab. So können die Kernrate auf Basis der Ausschlussmethode (VPIEX), die Rate nach der Methode der Bank of Canada (VAR1), der 20%-getrimmte Mittelwert der Jahresraten (TRIM2) und der Median auf Basis von Vorjahresraten (MED2) nahezu alle Anforderungen erfüllen. Die Trimms auf Basis von Vormonatsraten (TRIM1 und MED1) und die Methode nach Dow/Diewert (VAR2) haben eindeutig Probleme mit der Mittelwerterhaltung. Probleme bereitet empirisch bei nahezu allen Ansätzen dieser Klasse der Zusammenhang mit den Inflationserwartungen, zumindest im kurzen Zeitraum. Auch sind die Kernraten nicht immer robust.

Methoden auf der Basis der ökonomischen Theorie leiden allerdings noch stärker unter dem ständigen Revisionsbedarf. Da für ihre Berechnung neben Preisdaten auch Informationen aus anderen makroökonomischen Größen notwendig sind, stehen sie später als die gemessene Inflation zur Verfügung, und ihre Komplexität führt dazu, dass sie der Öffentlichkeit schwer vermittelbar sind. Auffallend ist aber, dass innerhalb dieser Klasse der neu vorgestellte Ansatz zur Kalkulation einer Kerninflation auf Basis von P* insgesamt besser überzeugen kann als die bereits etablierten SVAR-Ansätze.

Diese Ergebnisse müssen allerdings in mehrerer Hinsicht relativiert werden. So ist die Art der Auswertung sehr subjektiv. Es wird auch nicht berücksichtigt, ob ein Kriterium besonders gut oder nur knapp erfüllt wird, und die Kriterien werden nicht gewichtet. Des Weiteren beziehen sich die Resultate rein auf die vorliegenden Daten für Westdeutschland

im entsprechenden Zeitraum. Für andere Stützzeiträume bzw. andere Länder muss eine solche Untersuchung nicht zu den gleichen Ergebnissen führen.

V. Schlussfolgerungen

In der vorliegenden Analyse wurden einige Methoden zur Berechnung von Kerninflationen auf theoretischer Basis diskutiert und anschließend auf Daten für Westdeutschland angewendet. Die ermittelten Kerninflationen wurden daraufhin geprüft, ob sie Eigenschaften, die bei Kerninflationen wünschenswert und plausibel sind, besitzen. Folgende Schlussfolgerungen können gezogen werden:

Die Untersuchung zeigt, dass die Kerninflationen den Anforderungen, die an sie gestellt werden, nicht immer genügen können. Häufig haben die Methoden damit Probleme, adäquat zwischen den transitorischen und den permanenten Komponenten der gemessenen Inflation zu differenzieren. Große Probleme bereitet generell auch die Mittelwerterhaltung. Insbesondere kommt es zu einem Dilemma, wenn die gemessene Inflation um Steuereffekte korrigiert wird. Einerseits tragen Steueränderungen im großen Maße zur Volatilität der gemessenen Teuerungsraten bei. Ex ante sind sie - sofern Zweitrundeneffekte verhindert werden - rein transitorischer Natur und ändern den inflationären Trend nicht. Andererseits laufen Methoden, die diese Effekte identifizieren und herausrechnen, Gefahr - sofern die Steueränderungen immer in die gleiche Richtung zeigen -, im Durchschnitt vom Mittel der gemessenen Inflation abzuweichen. Die Verbraucher sind letztlich von der gesamten gemessenen Inflation betroffen. Divergenzen zwischen Kernrate und gemessener Inflationsrate können deshalb zu Glaubwürdigkeitsproblemen führen, insbesondere wenn sich die Geldpolitik auf eine im Durchschnitt „zu niedrige“ Kernrate konzentriert. Da die Korrektur um Steuereffekte insgesamt mit großen Problemen verbunden ist³⁹, liegt es nahe, darauf zu verzichten und statt dessen die Besonderheiten von Preisbewegungen, die aus Steueränderungen resultieren, zu erläutern.⁴⁰ Aufgrund der insgesamt nicht unproblematischen Ergebnisse erscheint es nicht ratsam, Kerninflationen als alleinige geldpolitische Indikatoren zu verwenden. Allerdings sind Informationen über den Preistrend notwendig und es existiert keine wirkliche Alternative zu den Kernraten.

³⁹ Da die statistischen Methoden nicht alle Steuereffekte identifizieren können, wird häufig auf die Methode der spezifischen Anpassung zurückgegriffen (vgl. z.B. Roger, 1995). Hierzu ist eine detaillierte Kenntnis über Größenordnung und Timing des Schocks sowie das Ausmaß der Überwälzung und Dauer des Pass-Through notwendig. Der Ansatz ist deshalb schwer zu implementieren und sehr subjektiv.

⁴⁰ Vgl. auch Svensson (2000).

Die Vielzahl der Kerninflationsgrößen, von denen hier einige vorgestellt wurden, macht auf mehrere Schwachpunkte dieses Konzepts aufmerksam. Zum einen liegen die Probleme auf der theoretischen Ebene. Es gibt bisher keine einheitliche theoretische Definition des Begriffs. Das gilt sowohl für die normative Seite (An welcher Inflationsrate soll sich die Zentralbank ausrichten?) als auch für die positive Seite des Problems (Welche Inflation ist monetär verursacht?). Zum anderen liegen die Schwierigkeiten auf der praktischen Seite (Wie setzt man ein theoretisches Konzept am besten in eine Maßgröße um?).

Was die politische Seite angeht, so hängt die Wahl der Methoden nicht zuletzt davon ab, welchen Zwecken die Kerninflation dienen soll. Betrachtet man sie allein als Hilfsmittel für die (interne) Preisanalyse, stehen die Anforderungen über die geringe Volatilität, die Unabhängigkeit zwischen Schocks und Kernrate sowie die Prognosegüte im Vordergrund. Wird die Kerninflation zur Kommunikation geldpolitischer Entscheidungen mit dem Publikum herangezogen, als Benchmark für die nachträgliche Beurteilung des geldpolitischen Erfolgs verwendet oder wird über sie sogar das Ziel der Preisstabilität definiert, dann erlangen die polit-ökonomischen Kriterien wie Mittelwerterhaltung, Robustheit, Verständlichkeit und der Zusammenhang mit Inflationserwartungen stärkere Bedeutung. Es stellt sich damit die Frage, wie eine Zentralbank vorgehen soll. Nicht empfehlenswert ist es, alle unterschiedlichen Methoden gemeinsam zu betrachten. Zwar sind die verschiedenen Ansätze in einem gewissen Sinne komplementär zueinander, da sie auf unterschiedlichen Informationssets basieren. Allerdings ist die Wahrscheinlichkeit, dass alle zu einem Zeitpunkt in die gleiche Richtung weisen, sehr niedrig. Somit wird die Zentralbank mit einem „Fächer“ an Kerninflationsraten konfrontiert, der eher zur Verwirrung beiträgt als zur Klarheit. Die Kombination einiger weniger Ansätze aus unterschiedlichen Methodenklassen bietet hier einen Ausweg, zumal dadurch sehr unterschiedliche Informationsquellen genutzt werden können.

Anhang A: Merkmale der Verteilung der Preisänderungsraten der Komponenten im Warenkorb

Im Folgenden werden die Momente der Verteilung der Inflationsraten in Westdeutschland für den Zeitraum 1980 bis 1998 dargestellt. Die (annualisierte) Veränderungsrate der Preise einer individuellen Komponente über den Zeitraum k ist:

$$(A1) \quad \dot{p}_{it}^k = \frac{1200}{k} \ln(p_{it} / p_{it-k}),$$

wobei p_{it} den Preisindex der Komponenten i zum Zeitpunkt t repräsentiert. Das erste Moment der Verteilung, der Mittelwert, zum Zeitpunkt t über den Zeitraum k ist definiert als:

$$(A2) \quad \Pi_t^k = \sum_i r_{it}^k \dot{p}_{it}^k$$

wobei r_{it} die relative Bedeutung einer Komponente i zum Zeitpunkt t widerspiegelt. Durch das relative Gewicht, das zeitvariabel ist, wird der Tatsache Rechnung getragen, dass der Verbraucherpreisindex als arithmetisches Mittel berechnet wird.⁴¹

Die höheren Momente einer Verteilung lauten:

$$(A3) \quad m_{jt}^k = \sum_i r_{it}^k (\dot{p}_{it}^k - \Pi_t^k)^j$$

Die gewichtete Schiefe und die gewichtete Kurtosis (das skalierte dritte bzw. vierte Moment) sind definiert als

$$(A4) \quad S_t^k = \frac{m_{3t}^k}{[m_{2t}^k]^{\frac{3}{2}}} \quad \text{und} \quad K_t^k = \frac{m_{4t}^k}{[m_{2t}^k]^2}.$$

Tabelle A1 gibt die durchschnittlichen Momente für die Verteilung für verschiedene Horizonte über den Beobachtungszeitraum wider. Für die Verteilungsmomente der Ursprungswerte für 55 Komponenten zeigt sich, dass die Standardabweichung, die als Maß für Variabilität der relativen Preise aufgefasst werden kann, bei den Veränderungsraten gegenüber dem Vormonat generell sehr hoch ist. Sie nimmt bei längeren Horizonten ab, was dafür spricht, dass transitorische Bewegungen bei einzelnen Komponenten über diese Zeiträume immer weniger relevant werden. Die durchschnittliche Schiefe der Verteilung variiert ebenfalls mit dem Zeithorizont. Bei Monatsraten ist die Verteilung im Durchschnitt linkschief, bei Jahresraten wird sie rechtsschief und bei Dreijahresraten wieder linksschief. Hinzu kommt, dass die Schiefe insbesondere beim kurzen Zeithorizont stark variiert (die Standardabweichung liegt bei 4,12). Dies impliziert, dass die monatlichen Inflationsraten häufig extrem schief sind. Die Verteilung ist zudem stark leptokurtisch. Die

⁴¹ Bei einem Laspeyres-Index wird das aggregierte Preisniveau P_t definiert als $P_t = \sum w_i p_{it}$, wobei w die fixen Gewichte sind. Die relativen Gewichte berechnen sich dann als $r_{it}^k = w_i (p_{it-k} / P_{t-k})$.

durchschnittliche Kurtosis liegt bei den Monatsraten bei 27,45; selbst bei Dreijahres-Durchschnitten liegt sie mit 5,83 noch über der Kurtosis der Normalverteilung von 3. Wie die Schiefe schwankt auch die Kurtosis im Zeitablauf sehr stark. Die Schaubilder A1 und A2 verdeutlichen diese starken Bewegungen der höheren Momente. Insgesamt kann konstatiert werden, dass die empirische Verteilung nicht normal ist. Auf der Basis von Jarque-Bera-Tests muss die Hypothese der Normalverteilung bei monatlichen und Quartals-Veränderungsraten immer abgelehnt werden; selbst bei den Dreijahresraten wird die Hypothese nur in weniger als die Hälfte der Beobachtungen angenommen.

Bei Analyse einer tieferen Disaggregationsstufe (Dreisteller der SEA, 181 Komponenten) wird die Abweichung der empirischen Verteilung von der Normalverteilung noch evidenter. Auffallend ist insbesondere die extrem hohe Kurtosis bei den Vormonats- und Quartalsraten und deren starke Streuung. Beim Jarque-Bera-Test wird entsprechend die Hypothese der Normalverteilung über alle zeitlichen Horizonte in nahezu allen Fällen abgelehnt.

Berücksichtigung der Saisonalität

Die bei einigen Komponenten vorliegende Saisonalität, die insbesondere in den Monats- und Quartalsraten bedeutsam sein dürfte, kann Auswirkungen auf die Momente der Verteilung haben. Um diesen Effekt zu eliminieren, wurden die individuellen Komponenten mit der ARIMA-X11-Prozedur saisonbereinigt. Wie im dritten Abschnitt der Tabelle A1 zu sehen ist, wird dadurch die Standardabweichung der monatlichen und Quartalsänderungen um jeweils rund 40% reduziert. Dagegen geht der Einfluss auf die gewichtete Schiefe gegen Null und auch die Kurtosis ist immer noch auf einem problematisch hohem Niveau.

Einfluss der Gewichtung

Die Methode nach Dow/Diewert stützt sich auf die Annahme der Normalverteilung der individuellen Preisänderungen. Da hier die Gewichte auf der Basis von Ausgabenanteilen ignoriert werden, ist es interessant, die Momente der Verteilung ohne diese Gewichte zu betrachten. Empirisch zeigt sich, dass die Gewichtung kaum Einfluss auf die Momente hat. Zu nennenswerten Unterschieden kommt es nur bei den Vormonats- und Vorquartalsveränderungen. Hier wirkt die Gewichtung sogar dämpfend auf die Standardabweichung, während sie die Kurtosis akzentuiert. Bei der Schiefe gibt es Unterschiede in der Asymmetrie; die Variabilität der Schiefe bleibt dagegen nahezu gleich.

Tabelle A1: Momente der Verteilung der Preisänderungsraten der Komponenten im Warenkorb im Zeitraum 1981 bis 1998

Horizont	M/M	3M/3M	12M/12M	24M/24M	36M/36M
55 Komponenten – Ursprungswerte					
<i>Standardabweichung</i>					
Durchschnitt	14,01	9,15	2,78	2,12	1,84
Standardabw.	6,49	3,49	1,18	0,72	0,55
<i>Schiefe</i>					
Durchschnitt	-0,21	0,00	0,37	0,23	-0,03
Standardabw.	4,12	3,80	2,07	1,55	1,29
<i>Kurtosis</i>					
Durchschnitt	27,45	24,57	10,07	7,29	5,83
Standardabw.	14,73	12,39	10,36	6,15	3,54
181 Komponenten – Ursprungswerte					
<i>Standardabweichung</i>					
Durchschnitt	19,76	13,20	3,97	2,86	2,39
Standardabw.	7,54	4,03	1,60	1,00	0,75
<i>Schiefe</i>					
Durchschnitt	0,00	0,93	0,30	0,19	-0,11
Standardabw.	6,16	6,52	3,32	2,54	2,07
<i>Kurtosis</i>					
Durchschnitt	80,88	90,07	30,75	18,00	12,64
Standardabw.	71,25	71,53	22,80	12,67	7,72
55 Komponenten - Saisonbereinigte Werte					
<i>Standardabweichung</i>					
Durchschnitt	8,47	5,14	2,77	2,11	1,83
Standardabw.	5,30	2,69	1,18	0,72	0,54
<i>Schiefe</i>					
Durchschnitt	0,02	0,01	0,30	0,14	-0,14
Standardabw.	3,21	2,80	2,06	1,54	1,27
<i>Kurtosis</i>					
Durchschnitt	19,88	16,21	10,05	7,27	5,81
Standardabw.	14,88	13,63	10,29	6,06	3,48
55 Komponenten - ungewichtet					
<i>Standardabweichung</i>					
Durchschnitt	15,82	10,59	2,71	2,05	1,76
Standardabw.	7,52	4,00	1,03	0,55	0,37
<i>Schiefe</i>					
Durchschnitt	-0,04	0,16	0,32	0,26	0,03
Standardabw.	3,69	3,34	2,21	1,87	1,65
<i>Kurtosis</i>					
Durchschnitt	21,77	18,62	10,83	8,70	7,53
Standardabw.	8,79	7,19	7,68	6,40	5,02

Schaubild A1: Schiefe der Verteilung bei Vorjahresraten – 1981 bis 1998

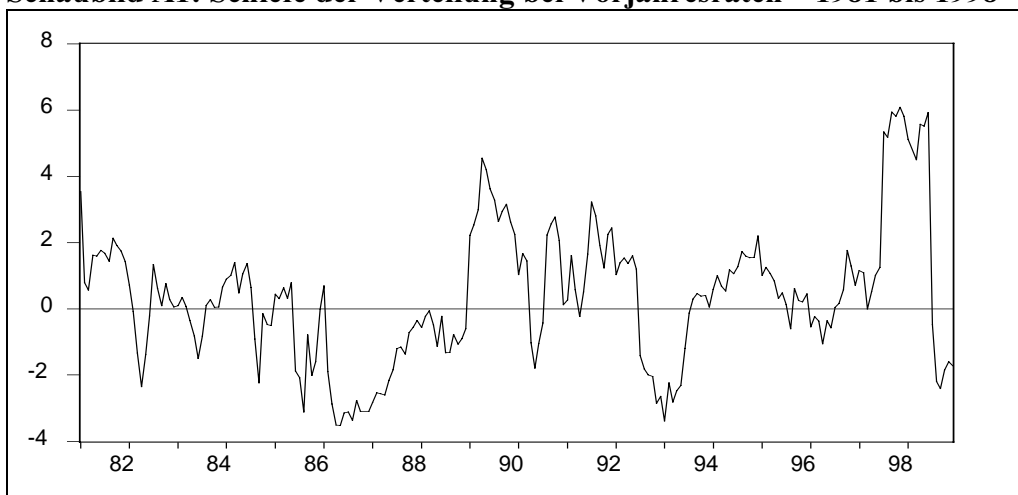
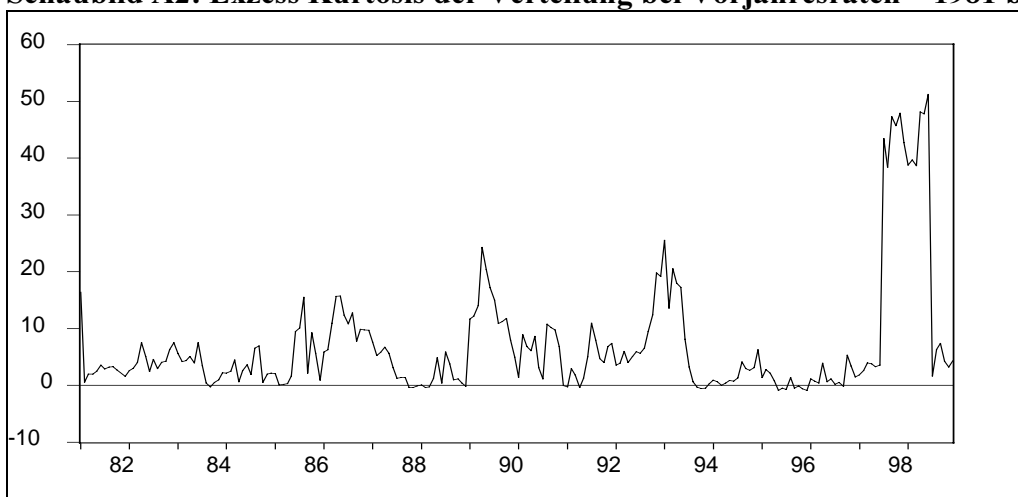


Schaubild A2: Exzess Kurtosis der Verteilung bei Vorjahresraten – 1981 bis 1998



Anhang B: Ökonometrische Methodologie für die Bestimmung der Kerninflation im Rahmen von SVAR-Modellen⁴²

Ausgangspunkt für die Identifikation der strukturellen Innovationen ist eine invertierbare Moving-Average-Darstellung des kovarianzstationären Vektors X :

$$(B.1) \quad \begin{aligned} X_t &= A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} A_j \varepsilon_{t-j} \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_s') &= 0 \text{ für } t \neq s \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= I \end{aligned}$$

Im ursprünglichen Modell von Quah/Vahey (1995) besteht X aus $(\Delta y, \Delta^2 p)$, mit y für die Industrieproduktion und p für den Verbraucherpreisindex (beide logarithmiert); Δ gibt die Veränderung gegenüber der Vorperiode an und Δ^2 die absolute Differenz zwischen den Veränderungen gegenüber dem Vorjahr. In den im Abschnitt IV.2 beschriebenen Schätzungen gilt $X = (\Delta y, \Delta p)$ bzw. $X = (\Delta oel, \Delta y, \Delta p)$ mit oel als nominaler Ölpreis.⁴³ Auf die Darstellung der Deterministik wird zur Vereinfachung verzichtet. Der Vektor ε entspricht den strukturellen Innovationen des Systems (im bivariaten Fall $\varepsilon^1, \varepsilon^2$). Diese sind seriell unkorreliert und ihre Varianz ist auf die Identitätsmatrix normalisiert. Im Modell von Quah/Vahey ist ε^2 der Kerninflationsschock (ε^1 der non-core Schock); im aggregierten Angebots-Nachfrage-Modell kann ε^2 als Nachfrageschock (und ε^1 als Angebotschock) interpretiert werden.

Die strukturellen Innovationen ε_t sind nicht direkt beobachtbar, sondern können nur auf der Grundlage der Moving-Average-Darstellung des geschätzten VAR ermittelt werden.

$$(B.2) \quad \begin{aligned} X_t &= u_t + C_1 u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} C_j u_{t-j} \\ E(u_t u_s') &= 0 \text{ für } t \neq s \\ E(u_t u_t') &= \Omega \end{aligned}$$

Der Vektor u entspricht den seriell unkorrelierten Störtermen der reduzierten Form mit der Varianz Ω . Die erste Koeffizientenmatrix C_0 ist auf die Identitätsmatrix normalisiert.

⁴² Vgl. Blanchard/Quah (1989) und Quah/Vahey (1995).

⁴³ Die Steuerdummies, die in dieser Schätzung enthalten sind, werden über die Deterministik modelliert.

Gleichungen (B.1) und (B.2) ergeben, dass die Schocks der reduzierten Form eine Linearkombination der strukturellen Innovationen sind:

$$(B.3) \quad u_t = A_0 \varepsilon_t$$

Zudem gilt:

$$(B.4) \quad A_j = C_j A_0 \text{ für alle } j.$$

Das Problem liegt nunmehr darin, die Matrix A_0 zu bestimmen. Hierfür sind k^2 Restriktionen notwendig, mit k als Dimension des Systems. Aufgrund (B.3) gilt:

$$(B.5) \quad \Omega = A_0 A_0'$$

Dies impliziert bereits $k(k+1)/2$ Restriktionen. Die restlichen $k(k-1)/2$ Restriktionen kommen aus den langfristigen Neutralitätsbedingungen, nach denen bestimmte Schocks nur einen vorübergehenden, aber keinen dauerhaften Einfluss auf eine Variable nehmen können.

Im bivariaten Angebots-Nachfrage-Modell mit $X = (\Delta y, \Delta p)$ wird z.B. angenommen, dass die zweite Komponente des Zufallsvektors ε einen Nachfrageschock darstellt (d.h. $\varepsilon^2 =$ Nachfrageschock), und Nachfrageschocks die Produktion langfristig nicht beeinflussen. Demnach muss der langfristige Multiplikator von ε^2 auf Δy Null sein. Bezeichnet man die Matrix $A(1)$ als die langfristige Matrix mit $A(1) = A_0 + A_1 + A_2 + \dots = \sum A_j$, bedeutet dies formal:

$$(B.6) \quad \begin{pmatrix} \Delta^* y \\ \Delta^* p \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_{11}(1) & 0 \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^1 \\ \varepsilon^2 \end{pmatrix}$$

wobei Δ^* die langfristige Lösung $\lim_{t \rightarrow \infty} x_t - x_t^*$ andeutet.

Die Tatsache, dass $A(1)$ einer unteren Dreiecksmatrix entspricht, kann zur Ermittlung von A_0 herangezogen werden. Die langfristige Lösung von (B.3) ist:

$$(B.7) \quad C(1)u_t = A(1) \varepsilon_t$$

Aufgrund von $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$ und $E(u_t u_t') = \Omega$ (vgl. B.5) lässt sich $A(1)$ ableiten aus der Choleski-Dekomposition von:

$$(B.8) \quad C(1)\Omega C(1)' = A(1)A(1)'$$

Mit Hilfe von $A(1)$ und $C(1)$ lässt sich aufgrund Gleichung (B.4) zunächst A_0 berechnen. Mit Kenntnis von A_0 können sowohl die strukturellen Innovationen ($\varepsilon^1, \varepsilon^2$) mit Hilfe von Gleichung (B.3) als auch alle A_j ermittelt werden (orthogonale Impuls-Anwort-Matrizen).

Dies sind alle Informationen, die zur Kalkulation der Kerninflation notwendig sind. Die Kerninflation ist definiert als diejenige Komponente der gemessenen Inflation, die keinen langfristigen Einfluss auf den Output hat. Die gemessene Inflation setzt sich zusammen aus:

$$(B.9) \quad \Delta p_t = \sum_j a_{21}(j) \varepsilon_{t-j}^1 + \sum_j a_{22}(j) \varepsilon_{t-j}^2$$

Da ε^2 derjenige Schock ist, der keinen dauerhaften Outputeffekt hat, wird die Kerninflation berechnet als:

$$(B.10) \quad \Pi_t^K = \sum_j a_{22}(j) \varepsilon_{t-j}^2$$

d.h. der Angebotsschock ε^1 wird Null gesetzt.

Bei der empirische Analyse wird Gartner/Wehinger (1998) gefolgt:

1. Schätzung eines VAR in reduzierter Form:

$$D(L)X_t = u_t \text{ erbringt alle } D_j\text{-Koeffizienten und die Varianz } \Omega$$

2. Ermittlung von D(1) durch Akkumulation aller D_j .

3. Kalkulation von C(1) durch Invertieren von D(1).

4. Berechnung von A_0 über (B.7) und (B.8).

5. Berechnung der strukturellen Schocks und der Impuls-Antwortfolgen.

6. Definition eines Vektors struktureller Schocks ε^c , bei dem $\varepsilon^1 = 0$, d.h. $\varepsilon^c = [0, \varepsilon^2]'$

7. Berechnung eines Vektors reduzierter Schocks u^c über $u^c = A_0 \varepsilon^c$

8. Simulation bzw. Prognose des Modells mit den neuen Residuen u^c (ohne Angebotschock); das Ergebnis für die Inflation wird als Kerninflation definiert.

Anhang C: Ermittlung der westdeutschen Kerninflation auf Basis des P*-Ansatzes

Zur Berechnung einer monatlichen Kerninflation auf Basis von P* muss zunächst das Gleichgewichtspreisniveau bestimmt werden. Hierzu wird eine invertierte langfristige Geldnachfragefunktion unter Verwendung der Geldmenge M3 (m) und des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials der Bundesbank⁴⁴ (y^*), das im Rahmen der Geldmengenzielableitung eingesetzt wurde, geschätzt. Da die Potentialdaten nur auf Quartalsbasis zur Verfügung stehen, werden sie interpoliert. m und y^* beziehen sich bis Mai bzw. Juni 1990 auf Westdeutschland, danach auf Gesamtdeutschland. Abhängige Variable ist der westdeutsche Preisindex der Lebenshaltung. Alle Variablen sind logarithmiert. Für den Schätzzeitraum 1979:1 bis 1998:12 ergibt sich im Rahmen einer KQ-Schätzung:

$$p_t^* = m_t - 1,51y_t^*$$

Die Gleichung enthält außerdem eine Konstante, Saisondummys und eine Sprungdummy, die der Tatsache Rechnung trägt, dass der Sprung in der Geldmenge anlässlich der Wiedervereinigung einen Monat früher als beim Potential auftritt. Die langfristige Einkommenselastizität der realen Geldnachfrage wird in diesem Ansatz auf 1,51 geschätzt. Dieser Wert unterscheidet sich kaum von den Schätzergebnissen bei Quartalsdaten (z.B. Tödter/Reimers, 1994). Das (logarithmische) Gleichgewichtspreisniveau entspricht den fitted values dieser Gleichung.

Im zweiten Schritt wird eine Gleichung für die Inflationsrate in 1. Differenzen im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells geschätzt (vgl. Gleichung (2.2.5), Abschnitt III.2.2). Zur Erfassung von Angebotsschocks werden - wie bei den SVAR-Ansätzen - die Veränderung des nominalen Ölpreis in D-Mark ($doel$) und Dummys für Änderungen der Mehrwertsteuer ($dmwst$) sowie der Mineralölsteuer ($dmist$) in die Schätzung einbezogen. Als Inflationsziel ($pziel$) der Notenbank wird die mittelfristigen Preisannahme der Bundesbank verwendet, die auf Monatsbasis heruntergerechnet wird.⁴⁵ Die Lagstruktur (8 Lags) wurde so gewählt, dass die Residuen nicht-autokorreliert, homoskedastisch und normal-verteilt sind. Der Koeffizient für die Preislücke wurde auf 0,02 kalibriert. Rechnet man diesen Wert auf Quartalsfrequenz hoch, dann entspricht er dem Anpassungsparameter, der sich aus einer Schätzung mit Quartalsdaten ergibt. Die Schätzung für die Gleichung der Inflationsrate ergibt (unter Einschluss von nicht abgebildeten Saisondummys):

⁴⁴ Vgl. Deutsche Bundesbank (1995).

⁴⁵ Vgl. zu dieser Variablen und zu den Steuerdaten Reckwerth (1997).

Variable	$doel_t$	$dmwst_t$	$dmist_t$	$\sum_{i=1}^8 \Pi_{t-i}$	$pziel_t$	$(p^* - p)_{t-1}$
Koeffizient	0,01	0,31	0,05	0,59	0,41	0,02
(t-Wert/F-Wert)	(4,6)	(2,3)	(4,5)	(4,1)	(13,1)	
$\bar{R}^2 = 0,5$ BG-LM(12) = 1,3 White = 1,4						

Der Erklärungsgehalt dieser Schätzung ist mit 0,5 - angesichts einer in ersten Differenzen und mit Monatsdaten geschätzten Funktion - relativ gut ist. Zwar sind einige der lag-endogenen Variablen nicht signifikant; im Rahmen eines Wald-Tests sind sie aber alle gemeinsam statistisch gegen Null gesichert. Die anderen Variablen sind ebenso signifikant.

Zur Berechnung der Kerninflation werden die temporären Einflussfaktoren ($doel$, $dmwst$, $dmist$) und die Residuen Null gesetzt. Die Gleichung für die Kerninflation lautet entsprechend (unter Berücksichtigung der Schätzwerte für die Saisondummys):

$$\Pi_t^* = 0,59 \sum_{i=1}^8 \Pi_{t-i} + 0,41 pziel_t + 0,02 (p^* - p)_{t-1}.$$

Der Verlauf dieser Inflationsrate kann Abbildung 6 im Abschnitt IV.3 entnommen werden.

Literaturverzeichnis

- Álvarez, L.J. und M.L.L. Matea (1999), Underlying Inflation Measures in Spain, Banco de España, Servicio des Estudios, Documento de Trabajo Nr. 9911.
- Andrade, I.C. und R.J. O'Brien (1999), A Measure of Core Inflation in the UK, Paper presented at the Measurement of Inflation Conference, Cardiff, September 1999.
- Aucremanne, L. (2000), The Use of Robust Estimators of Core Inflation, Banque National de Belgique Working Paper No. 2.
- Aucremanne, L. und R. Wouters (1999), A Structural VAR Approach to Core Inflation and its Relevance for Monetary Policy, in: BIS (Hrsg.), *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Proceedings of the Workshop of Central Bank Model Builders, Februar 1999, Basel.
- Bakhshi, H. und T. Yates (1999), To Trim or not to Trim? An Application of a Trimmed Mean Inflation Estimator to the United Kingdom, Bank of England Working Paper No. 97.
- Balke, N.S. und M.A. Wynne (2000), An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, S. 269-292.
- Ball, L. und N.G. Mankiw (1995), Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, S. 161-193.
- Ball, L. und N.G. Mankiw (1999), Interpreting the Correlation between Inflation and the Skewness of Relative Prices: A Comment on Bryan and Cecchetti, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, S. 197-198.
- Bjørnland, H.C. (1997), Estimating Core Inflation - The Role of Oil Price Shocks and Imported Inflation, Statistics Norway, Research Department Discussion Paper No. 200.
- Blanchard, O.J. und D. Quah (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, Vol. 79, S. 655-673.
- Blinder, A.S. (1997), Commentary, *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, Vol. 79, S. 157-160.
- Blix, M. (1995), Underlying Inflation - A Common Trends Approach, Sveriges Riksbank Arbetsrapport Nr. 23.
- Bryan, M.F. und Cecchetti, S.G. (1993), The Consumer Price Index as a Measure of Inflation, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Cleveland*, Vol. 29/4, S. 15-24.
- Bryan, M.F. und S.G. Cecchetti (1994), Measuring Core Inflation, in N.G. Mankiw (Hrsg.), *Monetary Policy*, Studies in Business Cycles Vol. 29., The University of Chicago Press, S. 195-215.
- Bryan, M.F. und S.G. Cecchetti (1999), Inflation and the Distribution of Price Changes, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, S. 188-196.
- Bryan, M.F., S.G. Cecchetti und R.L. Wiggins II. (1997), Efficient Inflation Estimation, NBER Working Paper No. 6183.
- Bryan, M.F. und C.J. Pike (1991), Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation, *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary*, 1. Dezember 1991.

- Cecchetti, S.G. (1997), Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, S. 143-155.
- Claus, I. (1997), A Measure of Underlying Inflation for the United States, Bank of Canada Working Paper 97-20.
- Crawford, A, J.-F. Fillion und T. Laflèche (1998), Is the CPI a Suitable Measure for Defining Price Stability?, in: Bank of Canada (Hrsg.), *Price Stability, Inflation Targets, and Monetary Policy*, Proceedings of a Conference held by the Bank of Canada, 3. - 4. Mai 1997, Ottawa.
- Deutsche Bundesbank (1995), Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren, in: Monatsbericht, Nr. 8, 47. Jahrgang, S. 41-56.
- Deutsche Bundesbank (2000), Kerninflationsraten als Hilfsmittel der Preisanalyse, in: Monatsbericht, Nr. 4, 52. Jahrgang, S. 49-64.
- Dewachter, H. und H. Lustig (1997), A Cross-Country Comparison of CPI as a Measure of Inflation, Centre for Economic Studies Discussion Paper DPS 97/06, Katholieke Universiteit Leuven.
- Diewert, W.E. (1995), On the Stochastic Approach to Index Numbers, Discussion Paper DP95-31, Department of Economics, University of British Columbia.
- Dow, J.P. (1994), Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes, unveröffentlichtes Manuskript, Department of Economics, University of California-Riverside.
- Eckstein, O. (1981), Core Inflation, Prentice-Hall, Englewood Cliffs.
- Fase, M.M.G. und C.K. Folkertsma (1996), Measuring Core Inflation: An Attempt to Operationalise Carl Menger's Concept of the Inner Value of Money, De Nederlandsche Bank Staff Reports No. 8.
- Faust, J. und E. Leeper (1997), When Do Long-run Identifying Assumptions Give Reliable Results?, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 15, S. 345-353.
- Gartner, C. und G. Wehinger (1998), Core Inflation in Selected European Union Countries, Oesterreichische Nationalbank, Working Paper No. 33.
- Hallman, J.J., R.D. Porter und D.H. Small. (1989), M2 Per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level, Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study No. 157.
- Hogg, R. (1967), Some Observations on Robust Estimation, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62, S. 1179-1186.
- Issing, O. (1999), Geldpolitik und Inflationsrate – Informationsprobleme, in: A. Maußner und K.G. Binder (Hrsg.), *Ökonomie und Ökologie*, Festschrift für Joachim Klaus zum 65. Geburtstag, Berlin, S. 139-159.
- Johnson, M. (1999), Core Inflation: A Measure of Inflation for Policy Purposes, in: BIS (Hrsg.), *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Proceedings of the Workshop of Central Bank Model Builders, Februar 1999, Basel.
- Judge, G.G. u.a. (1985), The Theory and Practice of Econometrics, Chapter 20: Nonnormal Disturbances, John Wiley and Sons, New York u.a., S. 822-853.
- Kearns, J. (1998), The Distribution and Measurement of Inflation, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 9810.

- Koenker, R. und G. Basset Jr. (1978), Regression Quantiles, *Econometrica*, Vol. 46(1), S. 33-50.
- Lafléche, T. (1997), Statistical Measures of the Trend Rate of Inflation, *Bank of Canada Review*, Herbst, S. 29-47.
- Marques, C.R., P.D. Neves und L.M. Sarmento (2000), Evaluating Core Inflation Indicators, Banco de Portugal Working Paper.
- Mio, H. und M. Higo (1999), Underlying Inflation and the Distribution of Price Change: Evidence from the Japanese Trimmed-Mean CPI, Bank of Japan, IMES Discussion Paper No. 99-E-5.
- Quah, D.T. u. S. Vahey (1995), Measuring Core Inflation, *Economic Journal*, Vol. 105, S. 1130-1144.
- Reckwerth, J. (1997), Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier 5/97, Frankfurt am Main.
- Roger, S. (1995), Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-1995, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G95/5.
- Roger, S. (1997), A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G97/7.
- Roger, S. (1998), Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G98/9.
- Shiratsuka, S. (1997), Inflation Measures for Monetary Policy: Measuring Underlying Inflation Trend and Its Implication for Monetary Policy Implementation, Bank of Japan, IMES Discussion Paper No. 97-E-7.
- Svensson, L. (2000), How should Monetary Policy be conducted in an Era of Price Stability?, NBER Working Paper No. 7516.
- Tödter, K.-H. und H.-E. Reimers (1994), P-Star as a Link between Money and Prices in Germany, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 130, S. 273-289.
- Wynne, M. A. (1997), Commentary, *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, Vol. 79, S. 161-167.
- Wynne, M. A. (1999), Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues, European Central Bank Working Paper No. 5.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil
Juni	1997	Direktinvestitionen und Standort Deutschland	Thomas Jost
Juli	1997	Preisstabilität oder geringe Inflation für Deutschland ? Eine Analyse von Kosten und Nutzen	Karl-Heinz Tödter Gerhard Ziebarth
Oktober	1997	Schätzung der deutschen Zinsstrukturkurve	Sebastian T. Schich
Oktober	1997	Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen	Jürgen Reckwerth
Februar	1998	Probleme der Inflationmessung in Deutschland	Johannes Hoffmann

März	1998	Intertemporale Effekte einer fiskalischen Konsolidierung in einem RBC-Modell	Günter Coenen
September	1998	Makroökonomische Bestimmungsgründe von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	Bernd Schnatz
Januar	1999	Die Geldmenge und ihre bilanziellen Gegenposten: Ein Vergleich zwischen wichtigen Ländern der Europäischen Währungsunion	Dimut Lang
Februar	1999	Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund? Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse	Manfred Kremer
April	1999	Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator – Beiträge zu einem Workshop in der Deutschen Bundesbank	
Juli	1999	Monitoring Fiscal Adjustments in the European Union and EMU *)	Rolf Strauch
Oktober	1999	Netzgeld als Transaktionsmedium	Gabriele Kabelac
Dezember	1999	Implicit Government Guarantees and Bank Herding Behavior *)	Rasmus Ruffer

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Dezember	1999	Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland	Robert Kirchner
Februar	2000	How Safe Was the „Safe Haven“? Financial Market Liquidity during the 1998 Turbulences *)	Christian Upper
Mai	2000	The determinants of the euro-dollar exchange rate – Synthetic fundamentals and a non-existing currency *)	Jörg Clostermann Bernd Schnatz
Juli	2000	Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview *)	Ronald MacDonald
August	2000	Kerninflationsraten: Ein Methoden- vergleich auf der Basis westdeutscher Daten	Bettina Landau

* Nur in englischer Sprache verfügbar.