

Der Informations- gehalt von Umfrage- daten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik

Den Inflationserwartungen kommt für die kürzerfristige Preisentwicklung und für die Durchschlagskraft der Geldpolitik eine Schlüsselrolle zu. Eine Möglichkeit sie zu messen besteht darin, die Marktteilnehmer direkt über ihre Einschätzung der Preisperspektiven zu befragen. Der vorliegende Beitrag beschreibt, wie die Tendenzaussagen aus der Verbraucherumfrage der Europäischen Kommission und die Expertenbefragungen der Firma Consensus Economics genutzt werden können, um Messgrößen für die erwartete Preisentwicklung zu gewinnen.

Die aus den Umfragedaten berechneten Zeitreihen liefern nicht nur wertvolle Informationen über künftige Risiken für die Preisstabilität. Sie können auch herangezogen werden, um neue Erkenntnisse über die Beziehung zwischen Inflation und Inflationserwartungen zu gewinnen. Die hier präsentierten empirischen Analysen unterstreichen die Bedeutung der Inflationserwartungen für die kürzerfristige Preisentwicklung. Sie deuten ferner darauf hin, dass sich ein nicht unbedeutender Teil der befragten Experten und Haushalte bei der Erwartungsbildung stark von früheren Prognosen und von der vergangenen Preisentwicklung leiten lässt. Dieses Verhalten verstärkt die „Beharrlichkeit“ von Inflationsprozessen und damit auch die Notwendigkeit eines vorausschauenden Verhaltens der geldpolitischen Entscheidungsträger.

Zur Bedeutung von Indikatoren in der Geldpolitik

*Notwendigkeit
geldpolitischer
Indikatoren*

Ein Grundproblem der praktischen Geldpolitik besteht in den langen und variablen Wirkungsverzögerungen, die bei der Übertragung geldpolitischer Impulse auf die Güternachfrage, die Produktion und die Preise auftreten. Da Zinsänderungen ihre Hauptwirkung auf die Konsumentenpreise erst nach ein bis zwei Jahren entfalten, sind alle Zentralbanken auf Indikatoren angewiesen, die den Preistrend sowie die Wirkung geldpolitischer Maßnahmen möglichst frühzeitig und zuverlässig anzeigen.

*Besondere
Stellung der
Geldmenge*

Angesichts des unvollständigen Wissens über die Strukturzusammenhänge und die Wirkungsweise geldpolitischer Maßnahmen stützen sich Notenbanken bei ihrer Lageanalyse in aller Regel auf eine breite Palette von Indikatoren. Auf Grund besonders guter Indikatoreigenschaften kann dabei bestimmten Größen eine herausgehobene Rolle beigemessen werden. So besitzt beispielsweise die weit definierte Geldmenge M3 innerhalb der geldpolitischen Strategie des Eurosystems eine besondere Stellung, die durch die Festsetzung eines quantitativen Referenzwerts für ihr Wachstum unterstrichen wird. Dahinter steht erstens die Erkenntnis, dass Inflation langfristig – das heißt nach Ablauf aller Anpassungsprozesse – ein monetäres Phänomen ist, und zweitens der empirische Befund, dass zwischen der Geldmenge M3 und dem Preisniveau im Euro-Raum eine stabile Langfrist-Beziehung besteht.

Um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass zur Einschätzung der kurz- bis mittelfristigen Preisaussichten auch Angaben aus anderen Quellen benötigt werden, hat sich der EZB-Rat dafür entschieden, die Geldmengenorientierung um eine zweite Säule in Form einer breit fundierten Beurteilung der Risiken für die Preisstabilität zu ergänzen. Im Rahmen der zweiten Säule analysiert der EZB-Rat eine Vielzahl weiterer Informationen zur Wirtschafts- und Finanzlage. Dazu zählen neben Indikatoren des Nachfrage- und Angebotsdrucks verschiedene Preis- und Kostenvariablen sowie bestimmte, aus Finanzmarktpreisen gewonnene Informationen. Ferner greift der EZB-Rat zur Analyse des künftigen Preisdrucks auch auf Wachstums- und Inflationsprognosen anderer Institutionen sowie auf innerhalb des Eurosystems erstellte Projektionen zurück.¹⁾

Zur Kategorie der Preisindikatoren gehören neben den Verbraucherpreisen, ihren Komponenten und ihren Vorstufen auch die aus Umfragen gewonnenen Messgrößen für die erwartete Preisentwicklung. Die Verwendung von Umfragedaten stellt eine Alternative zu anderen, indirekten Methoden zur Messung der Preiserwartungen dar, die in der Regel nicht ohne bestimmte kritische Annahmen auskommen.²⁾ Die Qualität der Umfragedaten hängt allerdings ihrerseits stark vom Stichprobenumfang, von der Art der Frage-

*Andere
Indikatoren zur
Wirtschafts-
und Finanzlage*

*Umfragedaten
zur erwarteten
Preisentwicklung*

¹ Die Rolle der Projektionen wird in: EZB, Die zwei Säulen der geldpolitischen Strategie der EZB, Monatsbericht, November 2000, erläutert. Siehe insbesondere den Kasten auf S. 47 f.

² Zu den Vor- und Nachteilen der indirekten Messgrößen für die Erwartungen siehe Deutsche Bundesbank, Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren, Monatsbericht, Juli 1998, S. 51–69.

stellung und von der Motivation der Befragten ab.

Verfügbare Erhebungen

Für die Berechnung von Preiserwartungen aus Umfragen stehen europaweit verschiedene Erhebungen zur Verfügung. Zu nennen sind hier insbesondere die im Auftrag der Europäischen Kommission durchgeführten Branchen- und Verbraucherumfragen, die Expertenbefragungen der Londoner Firma Consensus Economics sowie die von der EZB durchgeführte Befragung professioneller Prognostiker (Survey of Professional Forecasters).³⁾

Zeithorizont und Anzahl der Beobachtungen

Der vorliegende Beitrag untersucht den Informationsgehalt dieser Umfragedaten für die Geldpolitik. Dabei konzentriert sich die Analyse auf die im Rahmen der EU-Verbraucherumfrage erhobenen Preisänderungserwartungen für die kommenden zwölf Monate und die von Consensus Economics ermittelten Prognosen für den gleichen Zeithorizont. Der Vorteil der Consensus Forecasts gegenüber den von der EZB erhobenen Expertenprognosen liegt darin, dass die Consensus-Daten bereits seit Ende der achtziger Jahre vorliegen, was die Konstruktion von Zeitreihen ermöglicht, die eine für Analyse-zwecke ausreichende Anzahl von Beobachtungen enthalten. Die Unternehmensbefragungen der EU-Kommission bleiben unberücksichtigt, weil sie auf die Produzentenpreise ausgerichtet sind und folglich eher als Preispläne der Unternehmen denn als Erwartungen über die allgemeine Preisentwicklung zu interpretieren sind. Interne Studien haben jedoch gezeigt, dass sie für die Prognose der Produzentenpreise auf kürzere Sicht hilfreich sein können.

Beschreibung der verwendeten Umfragedaten

In den Mitgliedsländern der Europäischen Union wird monatlich eine harmonisierte Verbraucherumfrage durchgeführt, die sich auch auf die Einschätzung der vergangenen und der künftigen Preisentwicklung bezieht. Die Durchführung der Befragungen liegt in den Händen von nationalen Instituten, in Deutschland beispielsweise bei der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK).

EU-Verbraucherumfrage zur erwarteten Preisentwicklung

Die EU-Umfragedaten zeichnen sich durch einen großen Stichprobenumfang (von bis zu 2 500 befragten Haushalten pro Land) und durch eine detaillierte Untergliederung der Antwortkategorien aus. Für die Antworten stehen jeweils sechs Kategorien zur Verfügung, die in der Tabelle auf Seite 38 wiedergegeben werden. Bei den verfügbaren Daten handelt es sich um die prozentualen Anteile der Befragten, die sich für die entsprechende Kategorie entschieden haben. Auf Grund der großen Stichprobe und der Auswahlkriterien der Befragungsinstitute kann davon ausgegangen werden, dass der für die befragten Haushalte relevante Warenkorb im Mittel dem Warenkorb des durchschnittlichen Haushalts entspricht, an dem die statistischen Ämter die Entwicklung der Lebenshaltungspreise messen. Die Umfragedaten lassen sich deshalb als Tendenzaussagen zur Entwicklung

Stichprobenumfang und Art der Fragestellung

³⁾ Daneben gibt es noch zahlreiche länderspezifische Befragungen wie beispielsweise in Deutschland die Umfragen des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW). Die vom ZEW erhobenen Inflationserwartungen haben einen Prognosehorizont von sechs Monaten und beruhen auf einer Befragung von ca. 350 Finanzexperten von Banken, Versicherungen und ausgewählten Industrieunternehmen.

Fragen und Antwortkategorien der EU-Verbraucherumfrage zur Preisentwicklung

| Wie haben sich Ihrer Ansicht nach die Preise in den letzten zwölf Monaten entwickelt? | Wie werden sich Ihrer Ansicht nach die Preise in den kommenden zwölf Monaten entwickeln? |
|--|---|
| Etwas gesunken | Etwas zurückgehen |
| Kaum verändert | In etwa gleich bleiben |
| Etwas gestiegen | Weniger stark als bisher steigen |
| Mittelmäßig gestiegen | Etwas in gleichem Maße wie bisher steigen |
| Stark gestiegen | Stärker als bisher steigen |
| Weiß nicht | Weiß nicht |

Deutsche Bundesbank

des jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindex interpretieren.⁴⁾

*Umrechnungs-
verfahren*

Zur Umrechnung der prozentualen Anteile der einzelnen Antwortkategorien in absolute Erwartungswerte für die künftige Preisentwicklung kann auf ein in der Literatur entwickeltes Verfahren zurückgegriffen werden, das im Anhang näher beschrieben wird.

*Verlauf der
Preiserwartungen für ausge-
wählte Länder*

Das Schaubild auf Seite 39 zeigt den Verlauf der aus den EU-Umfragedaten ermittelten Preiserwartungen für die drei größten Mitgliedsländer der EWU. In den Diagrammen werden die im entsprechenden Vorjahrsmonat (t-12) gebildeten Erwartungen den im Monat t realisierten Steigerungsraten der jeweiligen nationalen Konsumentenpreisindizes gegenübergestellt.⁵⁾ Die Differenz zwischen

den beiden Reihen im Zeitpunkt t zeigt dementsprechend den „Vorhersage“-Fehler.

Um eine Kennziffer für den gesamten Euro-Raum zur Verfügung zu haben, bietet es sich an, die für die einzelnen Länder ermittelten Preiserwartungen zu einer EWU-Reihe zu aggregieren. Als Gewichte werden die Anteile der Länder an den EWU-weiten Konsumausgaben des Jahres 1999 verwendet.⁶⁾ Das vierte Diagramm des Schaubildes auf Seite 39 zeigt den Verlauf der aggregierten Preiserwartungen relativ zum gemessenen Preisanstieg. Als Folge des späteren EU-Beitritts Finnlands und Österreichs sind diese Länder erst ab Mitte 1997 im Aggregat enthalten.

*Berechnung
einer aggregier-
ten Reihe für
den Euro-Raum*

Auf den ersten Blick scheinen die aus den EU-Daten ermittelten Erwartungen der tatsächlichen Preisentwicklung mehr oder weniger stark nachzulaufen. So haben die befragten Haushalte die Inflation in der Phase zunehmender Preissteigerungsraten bis Mitte 1991 systematisch unterschätzt, in der Phase sinkender Preissteigerungsraten von Mitte 1992 bis Mitte 1993 dagegen deutlich überschätzt. Seit März 1999 sind die Preiserwartungen nahezu parallel zur aktuell beobachtbaren Preisentwicklung angestiegen und liegen seit September dieses Jahres leicht oberhalb von 2 %.

*Erwartungen
und tatsäch-
liche Preis-
entwicklung*

⁴ Vgl.: Reckwerth, J. (1997), Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen, Diskussionspapier 5/97, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, S.13.

⁵ Da Umfragedaten für Gesamtdeutschland erst ab Anfang 1997 vorliegen, erfolgt der Übergang von westdeutschen auf gesamtdeutsche Daten im Januar 1997.

⁶ Diese betragen 32,4 % für Deutschland, 22,5 % für Frankreich, 18,2 % für Italien, 9,1 % für Spanien, 5,8 % für die Niederlande, 3,2 % für Österreich, 1,9 % für Finnland und Portugal, 1,2 % für Irland sowie 3,9 % für die aus Belgien und Luxemburg bestehende Währungsunion.

Andererseits ist festzustellen, dass die Abwärtsbewegung der Inflationsrate von Mitte 1993 bis Anfang 1999 im Trend richtig antizipiert wurde. Dies spricht dafür, dass neben einer rückwärtsgerichteten Komponente noch andere Erklärungsfaktoren bei der Erwartungsbildung eine Rolle spielen.

*Verbraucher-
umfragen
versus
Experten-
befragungen*

Eine mögliche Schwäche von Befragungen privater Haushalte wie der EU-Verbraucherumfrage liegt darin, dass für die Befragten kaum ökonomische Anreize bestehen, ihre Erwartungen korrekt anzugeben. Manche Kritiker empfehlen deshalb, sich auf Befragungen professioneller Prognostiker zu beschränken, die ihre Prognosen auch am Markt verkaufen.⁷⁾ Andere Autoren weisen jedoch darauf hin, dass gerade für professionelle Prognostiker strategische Anreize bestehen können, bei ihren Angaben von ihrer „wahren“ Prognose abzuweichen.⁸⁾

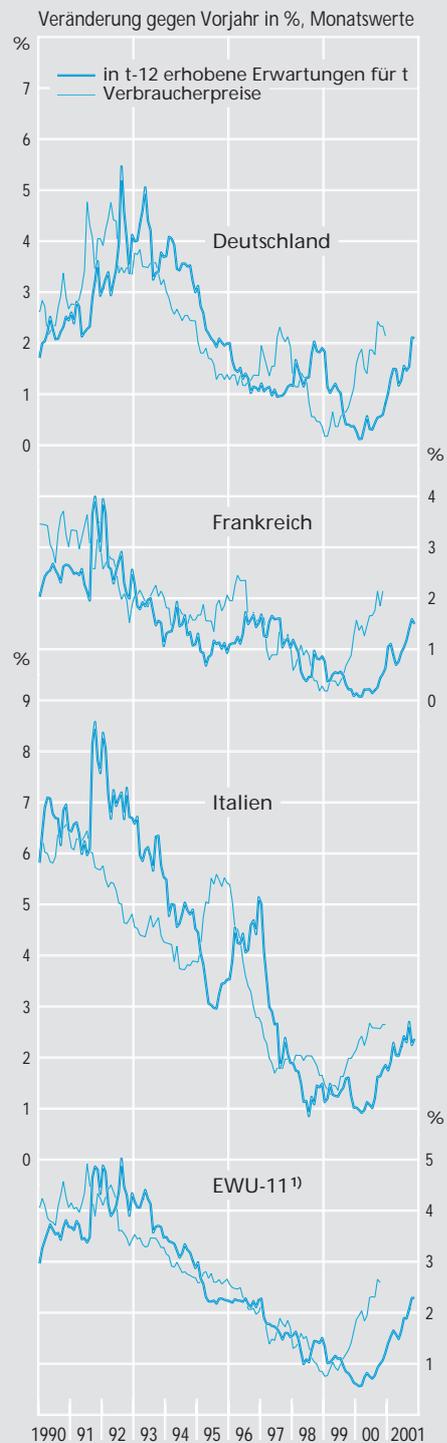
*Experten-
umfrage
der Firma
Consensus
Economics*

Die Londoner Firma Consensus Economics führt seit Herbst 1989 Befragungen durch, in denen renommierte Experten nach ihrer Einschätzung der künftigen Entwicklung wichtiger makroökonomischer Variablen in über 20 Industrieländern gefragt werden. Für die größten Industrieländer, darunter Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande, wird dabei jeweils auf ein Experten-Panel zurückgegriffen, das sich aus den wichtigsten Banken, Wertpapierhäusern, Wirtschaftsforschungsinstituten und sons-

7 Vgl.: Keane, M.P. u. D.E. Runkle (1990), Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data, *American Economic Review*, Bd. 80, Nr. 4, S. 715.

8 Vgl.: Lamont, O. (1995), *Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters*, NBER Working Paper Nr. 5284.

Preiserwartungen gemäß EU-Verbraucherumfrage



Deutsche Bundesbank

**Die vierteljährlichen Consensus
Forecasts am Beispiel der Umfragedaten für Deutschland
vom 11. Dezember 2000 ^{*)}**

| Veränderung gegen Vorjahr in % | | |
|--------------------------------|------------|-------------------|
| Prognosehorizont | | Verbraucherpreise |
| 2000 | 1. Quartal | 1) 1,8 |
| | 2. Quartal | 1) 1,6 |
| | 3. Quartal | 1) 2,0 |
| | 4. Quartal | 2,3 |
| 2001 | 1. Quartal | 2,2 |
| | 2. Quartal | 2,0 |
| | 3. Quartal | 1,6 |
| | 4. Quartal | 1,3 |
| 2002 | 1. Quartal | 1,3 |
| | 2. Quartal | 1,5 |

* Quelle: Consensus Economics, Consensus Forecasts, Dezember 2000, S. 3. — 1 Statistisch ausgewiesene Werte.

Deutsche Bundesbank

tigen Wirtschaftsdiensten des Landes rekrutiert. Für eine ganze Reihe weiterer Länder, darunter auch die restlichen Mitgliedsländer der EWU, erhebt Consensus Economics zudem Prognosen, die auf den Angaben von zehn führenden internationalen Institutionen beruhen.

Allerdings besteht im Hinblick auf die reguläre monatliche Consensus-Umfrage das Problem, dass die Prognosen jeweils für das laufende und das folgende Jahr erhoben werden und somit keinen festen Prognosehorizont aufweisen. Für Analysezwecke interessanter sind deshalb die viermal im Jahr veröffentlichten Quarterly Consensus Forecasts, die die Einschätzung der Länderexperten für jedes einzelne der folgenden sechs (teilweise auch sieben) Quartale wiedergeben. Die Tabelle

auf dieser Seite zeigt die Ergebnisse der letzten Umfrage dieser Art vom 11. Dezember 2000 für die Änderungsrate der Konsumentenpreise in Deutschland.⁹⁾

Die Quarterly Consensus Forecasts stehen für Deutschland, Frankreich und Italien ab November 1989 zur Verfügung, für Spanien und die Niederlande ab Dezember 1994. Aus diesen Daten lassen sich Zeitreihen über die von den befragten Experten erwartete Preisentwicklung für feste Zeithorizonte von ein bis sechs Quartalen konstruieren. Das Schaubild auf Seite 41 zeigt den Verlauf der Prognosen für die Änderungsrate der Konsumentenpreise in vier Quartalen, das heißt für einen Prognosehorizont, der mit dem Zeithorizont der Preisänderungserwartungen aus der EU-Verbraucherumfrage übereinstimmt. Im Gegensatz zu dem Schaubild auf Seite 39 handelt es sich bei den hier abgebildeten Raten um Quartalsdurchschnitte, was den ruhigeren Verlauf der Reihen erklärt.¹⁰⁾

Werden die für die Mitgliedsländer der EWU verfügbaren Prognosen zu einer gemeinsamen Reihe aggregiert, so ergibt sich der auf Seite 42 abgebildete Verlauf. Da die Quartalsprognosen für Spanien und die Niederlande erst ab Herbst 1994 vorliegen, erfolgt der Übergang von der EWU-3-Reihe auf die

Preisprognosen für ausgewählte Länder

Berechnung einer aggregierten Reihe

Zeithorizont der Consensus Forecasts

⁹ Bei den Angaben handelt es sich um die arithmetischen Mittelwerte der Einzelprognosen der befragten Deutschland-Experten.

¹⁰ Die Quartalsprognosen werden seit Anfang 1994 im März, Juni, September und Dezember erhoben. In den Jahren 1992 und 1993 fanden die entsprechenden Umfragen im Februar, Mai, August und November statt, in den Jahren 1990 und 1991 im Februar, Juli und November. Die beiden fehlenden Beobachtungen für das zweite Quartal 1990 und 1991 wurden durch Interpolation der vorhergehenden und der folgenden Beobachtung approximiert.

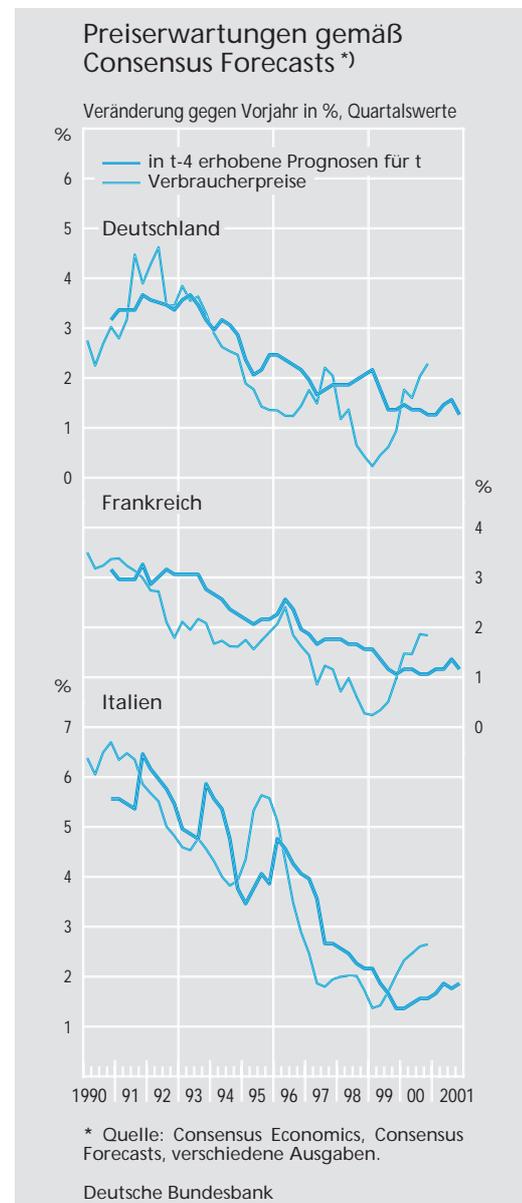
EWU-5-Reihe im vierten Quartal 1995. Um einen direkten Vergleich zu ermöglichen, zeigt das untere Diagramm des Schaubildes den Verlauf der Preiserwartungen, die sich aus einer entsprechenden Aggregation der EU-Umfragedaten ergeben.

Consensus
Prognosen und
tatsächliche
Preisentwicklung

Auf den ersten Blick fällt auf, dass die von Consensus Economics befragten Experten weder den Rückgang der Inflation in der ersten Hälfte der neunziger Jahre noch die im Vorfeld der Währungsunion erneut stark fallenden Preissteigerungsraten korrekt antizipiert haben. Besonders ausgeprägt ist die Überschätzung des tatsächlichen Preisanstiegs bei den Consensus Prognosen für Frankreich, aber auch in bestimmten Phasen – vor allem um die Jahreswende 1998/1999 – für Deutschland. Auch der jüngste Wendepunkt in der Preisentwicklung, der freilich externe Ursachen (nämlich den Ölpreisschock) hatte, wurde nicht korrekt vorhergesagt.

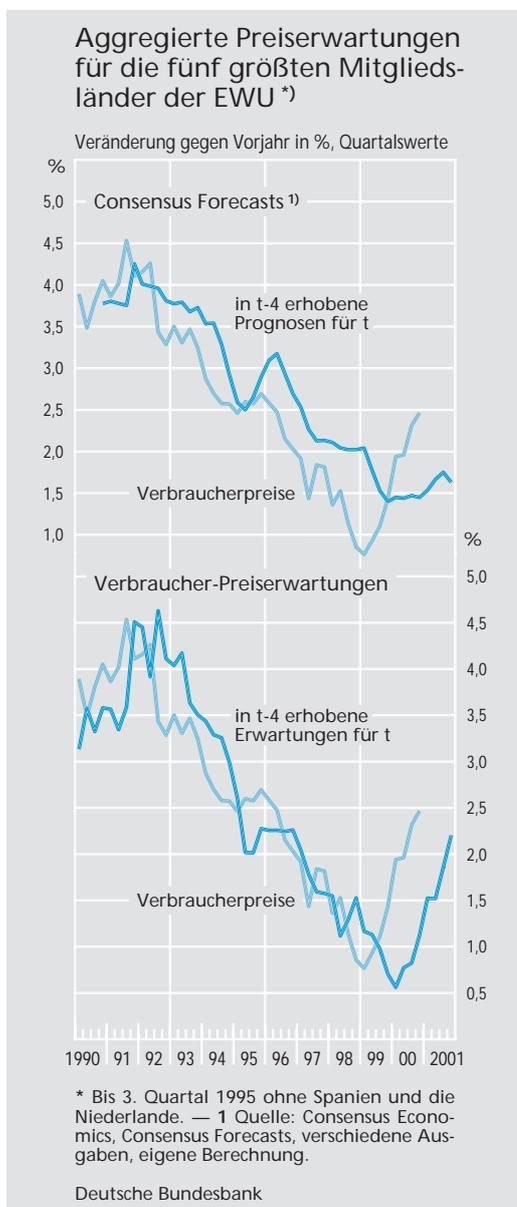
Vergleich der
Prognosegüte

Zu einem Vergleich der Prognosegüte der Consensus Forecasts mit den EU-Umfragedaten können statistische Prüfgrößen herangezogen werden, wie beispielsweise der mittlere absolute Prognosefehler, die Wurzel des mittleren quadrierten Fehlers oder der Theilsche Ungleichheitskoeffizient, der den Prognosefehler relativ zur statischen Prognose („keine Veränderung der Inflationsrate“) angibt. Die Tabelle auf Seite 43 gibt einen Überblick über die Werte dieser Prüfgrößen für die hier betrachteten Umfragedaten. Demnach war der mittlere absolute Prognosefehler der Consensus Forecasts für die EWU(-3)-5 marginal kleiner als der entsprechende Wert für die EU-Umfragedaten. Nach Ländern betrachtet ist



der Vorsprung der Consensus Forecasts bei den Prognosen für Deutschland und Italien deutlich größer. Dagegen weisen die Expertenprognosen im Falle Frankreichs einen höheren absoluten Prognosefehler auf als die Preisänderungserwartungen aus der EU-Verbraucherumfrage.

Für die Zentralbanken des Eurosystems ist die Beobachtung und Analyse der hier beschrie-



Erwartungs-
indikatoren und
geldpolitische
Strategie

benen Umfragedaten interessant, weil sie ihnen wertvolle Hinweise über die Einschätzung der Preisperspektiven durch den privaten Sektor liefern können. Daraus sollte jedoch nicht der Schluss gezogen werden, dass sich diese Daten als zentrale Orientierungspunkte oder gar als Zwischenziele für die Geldpolitik eignen.¹¹⁾ Vielmehr erscheint es angezeigt, sie im breiten Zusammenhang mit anderen Indikatoren zu analysieren. Eine vor-

rangige Ausrichtung geldpolitischer Entscheidungen an den Prognosen des privaten Sektors wäre dagegen schon deshalb problematisch, weil diese auch von den Erwartungen über die künftige Geldpolitik bestimmt werden.¹²⁾

Der Zusammenhang zwischen Inflation, Inflationserwartungen und realwirtschaftlicher Aktivität

Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung geht über ihre reine Indikatorfunktion hinaus. In den folgenden Abschnitten wird anhand ausgewählter Beispiele gezeigt, wie die hier vorgestellten Umfragedaten genutzt werden können, um neue Erkenntnisse über den Einfluss der Inflationserwartungen auf die Preisentwicklung zu gewinnen und um mehr über die Erwartungsbildung der befragten Haushalte und Experten zu erfahren.

Verwendung
der Umfragedaten zu
Analyse-
zwecken

In Wissenschaft und Praxis besteht ein breiter Konsens darüber, dass den Inflationserwartungen des privaten Sektors im monetären Transmissionsprozess eine Schlüsselrolle zukommt.¹³⁾ Diese Schlüsselrolle beruht zum einen auf ihrer Bedeutung für das Niveau der kurzfristigen Realzinsen. Zum anderen sind

Rolle der
Inflationserwartungen
im Trans-
missionsprozess

11 Vgl. beispielsweise: Svensson, L. (1999), Inflation targeting as a monetary policy rule, *Journal of Monetary Economics*, Bd. 43, S. 607–654, sowie Bofinger, P. (2000), Inflation targeting: Was kann die EZB daraus lernen?, in: Deutsche Bank Research, EWU Monitor, Nr. 83, 27.4.2000.

12 Siehe dazu: Bernanke, B. S. u. M. Woodford (1997), Inflation Forecasts and Monetary Policy, NBER Working Paper Nr. 6157.

13 Siehe hierzu z. B.: EZB, Geldpolitische Transmission im Euro-Währungsgebiet, Monatsbericht, Juli 2000, S. 45 ff.

Vergleich der Prognosegüte der Consensus Forecasts und der Verbraucher-Preiserwartungen

Stützperiode: 4. Quartal 1990 bis 4. Quartal 2000

| Preiserwartungen gemäß | EWU-5 ¹⁾ | Deutschland | Frankreich | Italien |
|---|---------------------|-------------|------------|---------|
| Mittlerer absoluter Prognosefehler | | | | |
| Consensus Forecasts | 0,51 | 0,61 | 0,63 | 0,82 |
| EU-Verbraucher-Umfrage | 0,52 | 0,77 | 0,53 | 1,06 |
| Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers | | | | |
| Consensus Forecasts | 0,60 | 0,76 | 0,72 | 0,93 |
| EU-Verbraucher-Umfrage | 0,64 | 0,91 | 0,68 | 1,29 |
| Theilscher Ungleichheitskoeffizient ²⁾ | | | | |
| Consensus Forecasts | 0,85 | 0,72 | 1,00 | 0,73 |
| EU-Verbraucher-Umfrage | 0,92 | 0,88 | 0,94 | 1,06 |

¹ Bestehend aus Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und den Niederlanden. Bis 3. Quartal 1995 ohne Spanien und Niederlande. — ² Der hier angegebene Theilsche Ungleichheitskoeffizient gibt den Prognosefehler der Um-

fragedaten relativ zur naiven extrapolativen Prognose ($E_t \pi_{t+4} = \pi_{t-1}$) an. Werte kleiner als eins implizieren, dass die Prognosen der befragten Haushalte und Experten die naive extrapolative Prognose schlagen.

Deutsche Bundesbank

die Inflationserwartungen eine wichtige Determinante der Preisbildung auf den Produkt- und Arbeitsmärkten und üben auf diesem Wege direkten Einfluss auf die allgemeine Preisentwicklung aus.

Neuere theoretische Arbeiten setzen an dieser Überlegung an und leiten den Einfluss der Inflationserwartungen auf das gesamtwirtschaftliche Preisniveau direkt aus dem Preis- und Lohnsetzungsverhalten der Unternehmen und Gewerkschaften ab.¹⁴⁾ Grundlegend ist dabei die Annahme, dass die Höhe der Lohnabschlüsse von der erwarteten Preisentwicklung sowie vom Auslastungsgrad der Produktionskapazitäten abhängt. Ferner wird unterstellt, dass die Unternehmen auf Änderungen der Lohnkosten mit einer entsprechenden Anpassung der Preise für Güter und

Dienstleistungen reagieren. Im Aggregat führen diese Annahmen zu einer Verhaltensgleichung, die einen Zusammenhang zwischen der Inflationsrate $\Delta P/P$, den Inflationserwartungen $E(\Delta P/P)$ und der Abweichung der Produktion vom Produktionspotential, $(Y - Y^*)/Y^*$, herstellt:

$$(1) \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = E_t \left(\frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \right) + a \left(\frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*} \right) + b(s_t)$$

Die Variable s steht stellvertretend für alle sonstigen für die Preisgestaltung der Unternehmen relevanten Faktoren wie beispielsweise die Entwicklung des Ölpreises und an-

*Exogene
Einflussfaktoren*

¹⁴ Eine Diskussion dieser Ansätze findet sich in: Goodfriend, M. u. R. King (1997), The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, in: B. Bernanke u. J. Rotemberg (Hrsg.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, Mass., S. 493–530.

*Inflations-
erwartungen,
Lohnabschlüsse
und Preis-
entwicklung*

derer Rohstoffpreise. In einer offenen Volkswirtschaft ist insbesondere zu berücksichtigen, dass das Preisniveau der im Inland produzierten Güter und Dienstleistungen von dem für die Arbeitnehmer relevanten Konsumentenpreisniveau abweicht. Wird die Inflationsrate in Gleichung (1) mit der Entwicklung der Konsumentenpreise gemessen, so zählen auch die Preise importierter Konsumgüter zu den exogenen Einflussfaktoren, die bei einer empirischen Überprüfung der Gleichung zu berücksichtigen sind.

*Zeithorizont
der Preis-
entwicklung*

Da die durchschnittliche Laufzeit von Lohnverträgen in den USA und Europa bei ein bis zwei Jahren liegt, wird Gleichung (1) üblicherweise als Modell für die Preisentwicklung über einen Zeithorizont von einem Jahr interpretiert.¹⁵⁾ Diese Zeitspanne stimmt mit dem Horizont der oben beschriebenen Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung überein. Grundsätzlich können folglich sowohl die Preisänderungserwartungen aus der EU-Umfrage als auch die Consensus Inflationsprognosen für eine empirische Überprüfung des durch Gleichung (1) beschriebenen Inflationsmodells herangezogen werden.¹⁶⁾

*Empirische
Überprüfung
des Inflations-
modells*

Für die Verwendung der Consensus Forecasts spricht, dass diese Prognosen veröffentlicht werden, in den Medien Beachtung finden und folglich auch die Erwartungsbildung der Tarifparteien beeinflussen dürften. Die Tabelle auf Seite 45 gibt einen Überblick über die Schätzergebnisse für den Fall, dass die Inflationsgleichung (1) auf Basis der Consensus Prognosen für die Entwicklung der Verbraucherpreise in Deutschland, Frankreich und Italien geschätzt wird. Als Messgröße für die

Produktionslücke wird die Abweichung der realen Produktion von ihrem längerfristigen Trendwachstum verwendet, das zuvor mit Hilfe einer einfachen Trendschätzung für den Zeitraum vom ersten Quartal 1975 bis zum vierten Quartal 1999 bestimmt wurde.¹⁷⁾ Als zusätzliche exogene Variable wird die Änderungsrate der Importpreise in die Schätzgleichung aufgenommen.

Mit korrigierten Bestimmtheitsmaßen zwischen 86 % und 90 % fällt der Erklärungsgehalt des Ansatzes sehr zufriedenstellend aus. Die geschätzten Koeffizienten haben eine plausible Größenordnung und sind gut gegen null gesichert. Der Koeffizient der Inflationserwartungen ist hochsignifikant und liegt in keinem Fall allzu weit von eins entfernt. Im Hinblick auf die Geschwindigkeit und die Stärke der Übertragung realwirtschaftlicher Impulse auf die Preise zeigen sich erhebliche länderspezifische Unterschiede. Während diese in Deutschland und Frankreich im Beobachtungszeitraum erst mit einer Verzögerung von einem Jahr auf Änderungen der Produktionslücke reagierten, entfaltete ein entsprechender Anstieg oder Rückgang der Kapazitätsauslastung in Italien seine Hauptwirkung auf die Inflation noch im gleichen Jahr. Zu-

*Vergleich der
Schätz-
ergebnisse für
Deutschland,
Frankreich und
Italien*

15 Vgl.: Rudebusch (2000), S. 4, der eine modifizierte Version von Gleichung (1) mit Hilfe US-amerikanischer Umfragedaten schätzt. Rudebusch, G.D. (2000), Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty, Working Paper Nr. 14, ECB Working Paper Series.

16 Siehe hierzu die Schätzungen in: Gerberding, C. (2001), Inflation und Inflationserwartungen, Diskussionspapier, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank, erscheint in Kürze.

17 Dabei wird das (logarithmierte) reale BIP auf einen linearen Zeittrend und sein Quadrat regressiert. Durch den quadrierten Trend erhält die Potenzialschätzung einen zusätzlichen Freiheitsgrad, ohne einen bestimmten Zeitpunkt für die Trendänderung vorgeben zu müssen.

Schätzergebnisse zum Zusammenhang zwischen Inflation und Inflationserwartungen auf Basis der Consensus Forecasts

Schätzgleichung

$$\Delta_4 p_t = c_1 E_t^s(\Delta_4 p_{t+4}) + c_2 \bar{z}_t + c_3 \bar{z}_{t-4} + c_4 \Delta_4 p_{im_t} + c_5 \Delta_4 p_{im_{t-4}} + c_6 + \varepsilon_t^i$$

$\Delta_4 p_t$: Änderungsrate des Konsumentenpreisindex (KPI) gegen Vorjahr
 $E_t^s(\Delta_4 p_{t+4})$: Consensus Forecasts für die Änderungsrate des KPI in einem Jahr
 \bar{z}_t : Produktionslücke (Durchschnitt der letzten vier Quartale)
 $\Delta_4 p_{im_t}$: Änderungsrate der Importpreise gegen Vorjahr

Quartalsdaten, Schätzzeitraum 1. Quartal 1990 bis 4. Quartal 1999,
 Schätzmethode Two Stage Least Squares ¹⁾,
 Newey-West-Korrektur der Standardfehler ²⁾

| Resultate | Deutschland | Frankreich | Italien |
|---|--------------------|--------------------|--------------------|
| Koeffizient der erwarteten Preisentwicklung (Consensus Forecasts) | 1,04 *** (0,11) | 0,91 *** (0,11) | 0,82 *** (0,11) |
| Koeffizient der aktuellen Produktionslücke | – | – | 0,53 *** (0,18) |
| Koeffizient der um ein Jahr verzögerten Produktions- lücke | 0,19 *** (0,02) | 0,20 *** (0,04) | – |
| Koeffizient der aktuellen Änderungsrate der Import- preise | 0,11 *** (0,03) | 0,14 *** (0,04) | 0,09 *** (0,03) |
| Koeffizient der um ein Jahr verzögerten Änderungsrate der Importpreise | – | 0,07 *** (0,02) | 0,08 *** (0,03) |
| Korrigiertes Bestimmtheitsmaß | 0,89 | 0,86 | 0,90 |
| Test der überidentifizierenden Restriktionen, P-Werte ³⁾ | 0,46 | 0,41 | 0,68 |
| Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung ⁴⁾ | 0,50 | 0,44 | 0,61 |
| Autokorrelationskoeffizient fünfter Ordnung ⁴⁾ | –0,01 | –0,27 | –0,32 |

***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-
 Niveau; Werte in Klammern geben den Standardfehler
 nach Newey-West-Korrektur an. — ¹ Als Instrumente wer-
 den verzögerte Werte der endogenen und der erklärenden
 Variablen verwendet. — ² Wird durchgeführt, weil die
 Überlappung der endogenen Variablen um bis zu vier
 Quartale Autokorrelation erster bis maximal vierter Ord-

nung verursachen kann. — ³ Test auf Orthogonalität der
 Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten, vgl.:
 Davidson, R. u. J.G. MacKinnon (1993), Estimation and
 Inference in Econometrics, New York, S. 235 f. — ⁴ Der
 Standardfehler beträgt nach Bartlett $1/\sqrt{T}$, das heißt bei
 40 Beobachtungen 0,16.

dem fiel die Reaktion der Preise auf eine Veränderung der Produktion relativ zum Produktionspotenzial in Italien mehr als doppelt so stark aus wie in Deutschland und Frankreich. Gegenüber der Verwendung eines aggregierten Inflationsmodells für alle drei Länder erscheint folglich zumindest solange Vorsicht geboten, bis eindeutige Anzeichen für eine stärkere Angleichung der nationalen Inflationsprozesse vorliegen.¹⁸⁾

Bestimmungsgründe der Inflationserwartungen

*Bedeutung der
Erwartungs-
bildung für die
Geldpolitik*

Die empirische Analyse bestätigt somit die Bedeutung der Inflationserwartungen für die kürzerfristige Entwicklung der Konsumentenpreise. Damit rückt die Frage in den Mittelpunkt, an welchen Bestimmungsgrößen sich die Marktteilnehmer bei der Erwartungsbildung orientieren. Diese Frage ist nicht nur von theoretischem Interesse, sondern hat auch wichtige Implikationen für die praktische Geldpolitik. Gelingt es der Zentralbank nämlich nicht, die Inflationserwartungen auf dem angestrebten niedrigen Niveau zu verankern, so muss sie den „überschießenden“ Erwartungen durch eine entsprechend restriktive Politik begegnen. Die damit verbundenen realen Kosten in Form von Produktions- und Beschäftigungseinbußen gefährden dann ihrerseits die Akzeptanz einer auf Preisstabilität ausgerichteten Geldpolitik.¹⁹⁾

*Spektrum der
Erwartungs-
bildungs-
modelle*

Das Spektrum der in der Literatur diskutierten Erwartungsbildungsmodelle reicht von einfachen, rein rückwärtsgerichteten „Faustregeln“ bis hin zu der von Muth formulierten

Theorie Rationaler Erwartungen.²⁰⁾ Zu den bekanntesten Faustregeln zählt die Hypothese adaptiver Erwartungen, die besagt, dass die Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen um die in der Vergangenheit gemachten Erwartungsfehler korrigieren. Der Schwachpunkt der einfachen rückwärtsgerichteten Ansätze liegt in der Annahme, dass zur Erwartungsbildung nur die vergangene Preisentwicklung und frühere Prognosen herangezogen, andere Einflussgrößen jedoch vernachlässigt werden, wodurch systematische Fehler auftreten können. Dagegen unterstellt Muth in seiner Definition „rationaler“ Erwartungen, dass die subjektiven Erwartungen der Wirtschaftssubjekte mit den Vorhersagen der relevanten ökonomischen Theorie übereinstimmen.²¹⁾ Ein wesentliches Kennzeichen Muth-rationaler Erwartungen ist folglich, dass den Wirtschaftsakteuren keine systematischen Fehler unterlaufen.

Die Annahme, dass die Wirtschaftssubjekte vollständige Kenntnis über die Wirkungszusammenhänge besitzen, stellt sicherlich einen Extremfall dar, der sich außerhalb eines über

*Berück-
sichtigung von
Informations-
problemen ...*

¹⁸ Die Schätzung einer unverzerrten aggregierten Gleichung ist nur möglich, wenn entweder die Parameter der disaggregierten Gleichungen identisch sind oder wenn die Anteile der Länder an den aggregierten Variablen über den gesamten Zeitraum konstant bleiben. Beide Bedingungen sind im vorliegenden Fall offensichtlich nicht erfüllt. Siehe: Wesche (1998), Die Geldnachfrage in Europa, Heidelberg, S. 61.

¹⁹ Dieser Zusammenhang wird von manchen US-amerikanischen Ökonomen als „Erwartungsfalle“ bezeichnet. Vgl.: Christiano, L. J. u. C. Gust (2000), The expectations trap hypothesis, Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Bd. 25, S. 21–39.

²⁰ Muth, J.F. (1961), Rational expectations and the theory of price movements, *Econometrica*, 29, S. 315–335.

²¹ In Muths eigenen Worten: „Expectations, since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory.“ Muth (1961), a.a.O., S. 316.

lange Zeit ungestörten Gleichgewichtszustands kaum aufrechterhalten lässt. Viele Kritiker haben auf die Bedeutung von Informationsproblemen hingewiesen und die Notwendigkeit betont, die Kosten der Erstellung optimaler Prognosen zu berücksichtigen sowie Lernprozesse explizit zu modellieren.²²⁾

*... legt
Annahme teils
rationaler, teils
adaptiver
Erwartungen
nahe*

Mit Blick auf das hier vorgestellte Inflationsmodell haben einige Autoren die Vermutung geäußert, dass nur ein Teil der Akteure im statistischen Sinne optimale Prognosen erstellt, während die anderen sich an einfachen, rein rückwärtsgerichteten Faustregeln orientieren.²³⁾ Dahinter steht die Überlegung, dass der zusätzliche Nutzen optimaler Prognosen gegenüber einer adaptiven Anpassung der Erwartungen zumindest für einen Teil der Marktteilnehmer eher gering sein dürfte. Trifft dies zu, so können adaptive Erwartungen „fast“ rational sein beziehungsweise zumindest für jene Akteure vollständig rational, bei denen die Kosten der Informationsbeschaffung und -verarbeitung den zusätzlichen Nutzen optimaler Prognosen übertreffen.²⁴⁾

*Analyse der
Umfragedaten
für
Deutschland ...*

Verhaltensunterschiede dieser Art lassen sich durch ein Erwartungsbildungsmodell abbilden, das sowohl ein vorwärtsgerichtetes „rationales“ Element als auch ein rückwärtsgerichtetes Element in Form einer Korrektur der Erwartungen um frühere Prognosefehler enthält. Die empirische Relevanz dieses Modells lässt sich mit Hilfe der vorliegenden Umfragedaten überprüfen. Die Tabelle auf Seite 48 gibt einen Überblick über die Schätzergebnisse für die in Deutschland erhobenen Consensus Forecasts und Verbraucher-Preiswartungen. In beiden Fällen erweisen sich sowohl das vorwärtsge-

richtete als auch das rückwärtsgerichtete Element der Erwartungsbildung als signifikant. Allerdings ist das relative Gewicht des zukunftsorientierten Elements bei den Expertenprognosen höher, was damit zusammenhängen dürfte, dass der Anreiz, sich intensiv mit der Materie zu befassen, für diesen Personenkreis größer ist als für die im Rahmen der EU-Umfrage befragten privaten Haushalte.

Ferner ist festzustellen, dass die befragten Haushalte sich wesentlich stärker an der aktuellen Teuerungsrate orientieren als die von Consensus Economics befragten Deutschland-Experten. Dagegen zeichnen sich die Consensus Forecasts durch ein relativ hohes Gewicht der in der Vergangenheit abgegebenen Prognosen aus, was dahingehend interpretiert werden kann, dass die befragten Experten ihre Einschätzung nur graduell an neue Informationen anpassen. Ein „rationaler“ Grund dafür könnte in der beträchtlichen Unsicherheit liegen, die in aller Regel hinsichtlich der Zuverlässigkeit der verfügbaren Daten und der verwendeten Prognosemodelle besteht.²⁵⁾

*... offenbart
Unterschiede
in der Struktur
der Erwartungs-
bildung*

22 Siehe hierzu: Pesaran, M. H. (1989), *The limits to rational expectations*, Oxford, Kapitel 3.

23 Vgl.: Roberts, J. M. (1997), *Is Inflation sticky?*, *Journal of Monetary Economics*, 39, S. 173–196, sowie Gali, J. u. M. Gertler (2000), *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*, NBER Working Paper Nr. 7551.

24 Dieses Argument geht auf Akerlof, G. A. u. J. L. Yellen (1985), *A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia*, *Quarterly Journal of Economics*, 100, Supplement, S. 823–838, zurück.

25 Siehe dazu: Deutsche Bundesbank, *Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren*, Monatsbericht, Juli 1998, S. 59.

Schätzergebnisse zur Struktur der Erwartungsbildung auf Basis der Umfragedaten für Deutschland

$$\text{Schätzgleichung: } E_t^s \Delta_4 p_{t+4} = c_1 \Delta_4 p_{t+4} + (1 - c_1) [E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1} + c_2 (\Delta_4 p_{t-1} - E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1})] + \varepsilon_t^{\pi}$$

$E_t^s(\Delta_4 p_{t+4})$: in t erhobene Erwartungen für die Änderungsrate des KPI in vier Quartalen (t+4)
 $\Delta_4 p_{t+4}$: in t+4 realisierte Änderungsrate des KPI gegen Vorjahr
 $(\Delta_4 p_{t-1} - E_{t-5}^s \Delta_4 p_{t-1})$: aktuellster zum Zeitpunkt der Umfrage bekannter Prognosefehler

Quartalsdaten, Schätzzeitraum 1. Quartal 1991 bis 4. Quartal 1999,
 Schätzmethode Two Stage Least Squares ¹⁾, Newey-West-Korrektur der Standardfehler ²⁾

| Resultate | Consensus Forecasts | EU-Umfragedaten |
|---|---------------------|--------------------|
| Anteil des vorwärtsgerichteten Elements (c_1) | 0,32 *** (0,11) | 0,23 ** (0,09) |
| Anteil des rückwärtsgerichteten Elements ($1-c_1$) | 0,68 *** (0,11) | 0,77 *** (0,09) |
| Ausmaß der Fehlerkorrektur (c_2) | 0,24 * (0,13) | 1,18 *** (0,15) |
| Korrigiertes Bestimmtheitsmaß | 0,80 | 0,90 |
| Test der überidentifizierenden Restriktionen, P-Werte ³⁾ | 0,42 | 0,20 |
| Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung ⁴⁾ | 0,77 | -0,13 |
| Autokorrelationskoeffizient neunter Ordnung ⁴⁾ | 0,24 | -0,01 |

***(**/*) bezeichnet Signifikanz auf dem 1%(5%/10%)-Niveau; Werte in Klammern geben den Standardfehler nach Newey-West-Korrektur an. — 1 Als Instrumente werden verzögerte Werte der erklärenden Variablen verwendet. — 2 Wird durchgeführt, weil die Datenstruktur Autokorrelation erster bis maximal achter Ordnung

verursachen kann. — 3 Test auf Orthogonalität der Residuen gegenüber den verwendeten Instrumenten, vgl.: Davidson, R. und J.G. MacKinnon (1993), a.a.O., S. 235 f. — 4 Der Standardfehler beträgt nach Bartlett $1/\sqrt{T}$, d.h. bei 36 Beobachtungen 0,17.

Deutsche Bundesbank

Ausblick

Zusammenfassung der Ergebnisse

Die präsentierten Ergebnisse unterstreichen die Bedeutung der Preiserwartungen für die kurz- bis mittelfristige Entwicklung der Güterpreise. Sie sprechen ferner dafür, dass die befragten Haushalte und Experten sich bei der Erwartungsbildung einerseits an der vergangenen Preisentwicklung und früheren Prognosen orientieren, andererseits jedoch auch darüber hinausgehende Informationen in ihr Kalkül einbeziehen.

Implikationen für die Geldpolitik

Aus geldpolitischer Sicht ist die Existenz eines rückwärtsgerichteten Elements in der Erwartungsbildung von Bedeutung, weil dieses Element die Anpassungsgeschwindigkeit der Wirtschaft an veränderte Rahmenbedingungen verzögert. Die daraus resultierende „Be-

harrlichkeit“ einmal eingetretener inflationärer Prozesse verstärkt die Notwendigkeit eines vorausschauenden Verhaltens der geldpolitischen Entscheidungsträger.²⁶⁾ Zugleich hat aber auch der Nachweis eines vorwärtsgerichteten Elements in der Erwartungsbildung wichtige Implikationen für die Geldpolitik. Verhält sich zumindest ein Teil der Marktakteure vorausschauend, so hängt die Wirksamkeit geldpolitischer Maßnahmen nicht zuletzt von den Erwartungen dieser Akteure über die Ziele und den künftigen Kurs der Zentralbank ab. In einem solchen Umfeld muss die Zentralbank alles daran setzen, die Marktteilnehmer von der Ernsthaftigkeit ihres Stabilitätswillens zu überzeugen. Eine zent-

²⁶ Siehe hierzu: Batini, N. u. A. Haldane (1999), Forward-looking rules for monetary policy, Bank of England Working Paper Nr. 91.

rale Rolle kommt dabei einer klaren Definition des Endziels sowie der Bekanntgabe einer

verständlichen und nachvollziehbaren geldpolitischen Strategie zu.

Anhang

Beschreibung des Verfahrens zur Quantifizierung der EU-Umfragedaten

Die Quantifizierung der Tendenzaussagen aus der EU-Verbraucherumfrage erfolgt mittels des ursprünglich von Carlson und Parkin entwickelten Verteilungsfunktionsansatzes, der von Batchelor und Orr speziell für den britischen Teil der EU-Verbraucherumfrage auf mehr als drei Antwortkategorien erweitert wurde.²⁷⁾

Die Grundidee des Verteilungsfunktionsansatzes besteht darin, dass jeder Befragte eine subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung mit einer Dichtefunktion für die erwartete Änderung des Preisindex formt, an der er sein Antwortverhalten ausrichtet. Ferner wird unterstellt, dass sich aus den subjektiven Dichtefunktionen eine aggregierte Dichtefunktion über alle Befragten ableiten lässt. Mit Hinweis auf den Zentralen Grenzwertsatz wird üblicherweise angenommen, dass die aggregierte Dichtefunktion einer Normalverteilung oder einer logistischen Verteilung folgt. Da frühere Untersuchungen gezeigt haben, dass beide Alternativen zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen, wird hier aus rechentechnischen Gründen von einer logistischen Verteilung ausgegangen.²⁸⁾

Unter diesen Annahmen können den prozentualen Anteilen der Befragten in den einzelnen Antwortkategorien entsprechende Flächen unter dem Graphen der aggregierten Dichtefunktion (bzw. Werte auf der kumulierten Dichtefunktion) zugewiesen werden, welche die jeweiligen Wahrscheinlichkei-

ten wiedergeben.²⁹⁾ Der Erwartungswert der so bestimmten Dichtefunktion kann dann als die mittlere erwartete Inflationsrate der Befragten interpretiert werden.

Bei der Quantifizierung der EU-Umfragedaten ist allerdings zusätzlich zu berücksichtigen, dass die Antwortkategorien „Weniger stark als bisher steigen“, „Etwa in gleichem Maße wie bisher steigen“ und „Stärker als bisher steigen“ einen Bezug zwischen dem für die Zukunft erwarteten und dem bisherigen Preisanstieg herstellen. Für das Umrechnungsverfahren bedeutet dies, dass die im Mittel erwartete Inflationsrate $E_t \pi_{t+12}$ sich als Produkt aus der mittleren Einschätzung der Preisentwicklung über die letzten zwölf Monate, π_{t-1}' , und eines Faktors x_t ergibt, der die (mit Hilfe der kumulierten Dichtefunktion berechnete) Änderung in der Einschätzung der künftigen relativ zur vergangenen Preisentwicklung widerspiegelt:³⁰⁾

$$(2) \pi_{t+12}^e = \pi_{t-1}' x_t$$

Damit stellt sich die Frage, welche Messgröße für die durchschnittliche Einschätzung des bisherigen Preisanstiegs, π_{t-1}' , verwendet werden soll. Eine naheliegende Möglichkeit besteht darin, die An-

27 Vgl.: Batchelor, R. A. u. Orr, A. B. (1988), Inflation Expectations Revisited, in: *Economica*, Bd. 55, S. 317–331, sowie Carlson, J. A. u. Parkin, M. (1975), Inflation Expectations, in: *Economica*, Bd. 42, S. 123–137.

28 Vgl.: Reckwerth (1997), a.a.O., S.15 f.

29 Dabei werden die Antworten der Kategorie „weiß nicht“ proportional auf die anderen Kategorien aufgeteilt.

30 Die genaue Ableitung dieses Terms wird in Reckwerth (1997), a.a.O., S. 56ff., beschrieben.

gaben zur Einschätzung der vergangenen Preisentwicklung aus dem ersten Teil der Frage heranzuziehen. Diese Lösung wird allerdings dadurch erschwert, dass die Antwortkategorien „Etwas gestiegen“, „Mittelmäßig gestiegen“ und „Stark gestiegen“ die Einschätzung der vergangenen Preisentwicklung ihrerseits in Bezug zu dem als „mittelmäßig“ empfundenen Preisanstieg setzen. Um die Antworten aus dem ersten Teil der Frage verwenden zu können, müssen folglich zusätzliche Annahmen darüber getroffen werden, was die befragten Haushalte als mittelmäßigen Preisanstieg ansehen.³¹⁾

Um diese Probleme zu umgehen, wurde bei der Berechnung der hier verwendeten Reihen vereinfachend angenommen, dass die befragten Haus-

halte die Preisentwicklung in den vergangenen zwölf Monaten richtig einschätzen. Diese Annahme erscheint insofern nicht allzu problematisch, als es sich bei der Änderungsrate der Konsumentenpreise um eine Größe handelt, die in den hier betrachteten Ländern monatlich und zeitnah veröffentlicht wird.

Trotz des eigentlich standardisierten Frage- und Antwortkatalogs weist die Formulierung der Fragen beziehungsweise der Antwortkategorien in Frankreich und Spanien gewisse nationale Besonderheiten auf.³²⁾ Diese Abweichungen werden bei der Umrechnung entsprechend berücksichtigt.

³¹ Siehe hierzu: Batchelor/Orr (1988), a.a.O., S. 322 f.

³² Siehe hierzu: Gerberding (2001), a.a.O., Anhang A1.