

Der Zusammenhang zwischen Inflation
und Output in Deutschland
unter besonderer Berücksichtigung
der Inflationserwartungen

Jürgen Reckwerth

Diskussionspapier 5/97

Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Oktober 1997

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 3-932002-50-4

Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen

Zusammenfassung

Die Beobachtung, Analyse und Prognose der Inflationsentwicklung ist nicht nur für Institutionen mit geldpolitischen Aufgaben, sondern für alle Wirtschaftsteilnehmer von besonderem Interesse. So haben fast alle Zentralbanken ein Preisziel als Endziel der Geldpolitik vorgegeben und einige Zentralbanken verwenden darüber hinaus Inflationsprognosen als Zwischenziele. Für die Finanzmärkte sind die gegenwärtige und zukünftige Inflationsentwicklung vor allem für die Zins- und Wechselkursentwicklung wesentliche Bestimmungsfaktoren. Auch für die Pläne und Entscheidungen auf den realen Märkten kommen der Preisentwicklung und den Preiserwartungen eine wichtige Rolle zu.

Ziel der vorliegenden Untersuchung ist es den Zusammenhang zwischen Inflation und Output, als einen wichtigen Aspekt der Inflationserklärung, genauer zu untersuchen. Besondere Beachtung wird dabei der Modellierung der Inflationserwartungen geschenkt, die für den Verbraucherpreisindex für Deutschland erstmalig direkt aus Befragungsdaten gewonnen werden. Dazu werden qualitative Befragungsdaten in quantitative Inflationserwartungen umgerechnet, die dann möglichen zugrunde liegenden Erwartungsbildungsprozessen gegenübergestellt werden. Es zeigt sich, daß die Erwartungsbildung der privaten Wirtschaftssubjekte durch ein modifiziertes extrapolatives Erwartungsmodell beschrieben werden kann.

Die aus den Befragungsdaten ermittelten Inflationserwartungen werden anschließend in der ökonometrischen Spezifizierung der Inflations-Output-Beziehung direkt berücksichtigt. Alternativ wird die Inflations-Output-Gleichung unter der Annahme verschiedener Erwartungsbildungshypothesen, also ohne direkte Verwendung der direkt ermittelten Inflationserwartungen, geschätzt. Dadurch kann zum einen ein längerer Schätzzeitraum zugrunde gelegt werden und zum anderen die Relevanz der unterstellten modifizierten extrapolativen

Erwartungsbildungshypothese alternativ überprüft werden. Auch hier zeigt sich die modifizierte extrapolative Erwartungshypothese als am besten geeignet.

Insgesamt kann ein signifikanter und im Zeitablauf stabiler Zusammenhang zwischen Inflation und Output festgestellt werden. Des Weiteren kann von der außenwirtschaftlichen Seite über die Importpreisentwicklung ein nicht zu vernachlässigender Einfluß auf die Preisentwicklung nachgewiesen werden. Von geldpolitischer Bedeutung ist vor allem die aufgezeigte Persistenz in der Inflationsentwicklung, die durch Anpassungsverzögerungen von über einem Jahr gekennzeichnet ist.

Abschließend wird die Inflations-Output-Gleichung auf ihre Eignung als zusätzliches Instrument für Inflationsprognosen überprüft. Dazu werden ex-post und ex-ante Simulationen durchgeführt, die insgesamt gute Prognoseeigenschaften aufzeigen.

Inhaltsverzeichnis

I. Einführung	1
II. Der Inflations-Output-Zusammenhang und die Bestimmung der Inflationserwartungen	4
II.1) Theoretische Überlegungen	4
II.2) Bestimmung der Inflationserwartungen aus Befragungsdaten	10
II.3) Analyse des Erwartungsbildungsprozesses	20
III. Empirische Analyse des Inflations-Output-Zusammenhangs	27
III.1) Bestimmung der Variablen	27
III.2) Der Inflations-Output-Zusammenhang mit aus Befragungsdaten ermittelten Inflationserwartungen	32
III.3) Der Inflations-Output-Zusammenhang mit modifizierten extrapolativen Inflationserwartungen	36
III.4) Ex-post und ex-ante Simulationen	45
IV. Zusammenfassung und Ausblick	54
 Anhang A: Ableitung der Umrechnung von qualitativen in quantitative Inflationserwartungen	 56
 Anhang B: Definition der Prüfgrößen für die Prognosegüte	 59
 Literaturverzeichnis	 61

Tabellen- und Schaubilderverzeichnis

Tabellen

Tabelle 1: Fragen und Antwortkategorien der GfK zur Preisentwicklung	13
Tabelle 2: Test auf Unverzerrtheit der Erwartungsvariablen	21
Tabelle 3: Autokorrelationsstruktur der Erwartungsfehler der GfK-Befragungsdaten	22
Tabelle 4: Orthogonalitätstest mit Überprüfung des Erklärungsgehaltes von ausgewählten Informationsvariablen für den Erwartungsfehler	23
Tabelle 5: Erwartungsbildungsmodell für die Preiserwartungen der Konsumenten	26
Tabelle 6: Übersicht über die wichtigsten Variablendefinitionen	29
Tabelle 7: Mittelfristige Preisannahme der Bundesbank von 1975 bis 1998	31
Tabelle 8: KPSS-Test auf Integrationsgrad der Variablen	32
Tabelle 9: Inflations-Output-Gleichung mit Befragungsdaten	34
Tabelle 10: Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen	38
Tabelle 11: Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen in Differenzen gegenüber dem Vorjahresquartal	43
Tabelle 12: Einjahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)	48

Tabelle 13: Zweijahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)	49
---	----

Tabelle 14: Vergleich der GfK-Erwartungen und der ZEW-Halbjahresprognose mit den Einjahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)	51
---	----

Schaubilder

Abb. 1: Verteilung der mittleren erwarteten Inflation für den Fünf-Kategorien-Fall	15
--	----

Abb. 2: Tatsächliche Inflationsrate und aus GfK-Daten berechnete Inflationserwartungen	17
--	----

Abb. 3: Standardabweichung der Inflationserwartungen	18
--	----

Abb. 4: Vergleich der aus den ZEW- und den GfK-Daten berechneten Inflationserwartungen	19
--	----

Abb. 5: Rekursive Koeffizienten der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen	41
--	----

Abb. 6: Rekursive Koeffizienten der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen	41
--	----

Abb. 7: Jahresinflationsrate und Einjahres ex-post Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)	49
---	----

Abb. 8: Jahresinflationsrate und Einjahres ex-ante Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)	50
---	----

Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen¹

*"To prophesy is extremely difficult -
especially with respect to the future."*
Chinesisches Sprichwort

I. Einführung

Die Analyse und Prognose der Preisentwicklung ist nicht nur für die Geldpolitik von zentraler Bedeutung. Wegen der Komplexität der hinter der Preisentwicklung stehenden Prozesse empfiehlt es sich, verschiedene Blickwinkel und Ansätze für eine Untersuchung heranzuziehen. Ein möglicher Ansatzpunkt für eine Analyse ist durch den Inflations-Output-Zusammenhang gegeben.² Diese Beziehung war und ist deshalb auch Gegenstand zahlreicher Untersuchungen insbesondere im Ausland gewesen. Zu nennen wäre hier beispielsweise der Übersichtsartikel von Roberts (1995). Weitere Untersuchungen wurden z. B. für die USA von Clark u. a. (1996), für Großbritannien von Fisher u. a. (1997), für Kanada von Duguay (1992) und für verschiedene Industrieländer von Chadha u. a. (1992) und Turner (1995) vorgenommen.

Der Zusammenhang zwischen der Preis- und der Output-Entwicklung findet deswegen eine so große Aufmerksamkeit, weil diese Beziehung als ein wesentliches Element des geldpolitischen Transmissionsmechanismus gesehen werden kann. So berücksichtigen viele Zentralbanken, wie z. B. die Zentralbanken von England, Kanada und Neuseeland, diesen Zusammenhang explizit in ihren Analysen. Darüber hinaus ist die Relation zwischen Infla-

¹ Ich danke M. Bohnert, G. Coenen, R. Fecht, D. Gerdesmeier, H. Herrmann, J. Hoffmann, T. Jost, M. Kremer, M. Scharnagl, K.-H. Tödter sowie A. Cunningham und L. Mahadeva von der Bank of England, den Teilnehmern eines Seminars bei der Österreichischen Nationalbank und den Teilnehmern eines Workshops bei der Deutschen Bundesbank für wertvolle Anregungen und Hinweise.

² Mit dem Begriff Output ist im folgenden immer der Output-Gap (Auslastungsgrad) gemeint.

tion und Output Grundlage der Preisbestimmung in vielen makroökonomischen Modellen.³ Schließlich kann die Inflations-Output-Beziehung für Inflationsprognosen genutzt werden.

Zielsetzung der vorliegenden Untersuchung ist es, den Zusammenhang zwischen Inflation und Output auf empirischer Basis für Deutschland zu analysieren. Dadurch soll der Versuch unternommen werden, neue Einblicke in einen für die Wirtschaftspolitik wichtigen ökonomischen Wirkungszusammenhang zu gewinnen. Besondere Bedeutung wird in diesem Rahmen der Analyse der Erwartungsbildung zukommen, die deshalb einen Schwerpunkt der Arbeit bilden wird. In der Untersuchung werden verschiedene Erwartungsbildungsmodelle getestet und auch durch Befragungen gewonnene Preiserwartungen der privaten Haushalte in die Analyse mit einbezogen.⁴ Auf diese Weise können vorwärtsgerichtete Erwartungen direkt und ohne Spezifizierung eines Modells berücksichtigt werden. Darüber hinaus wird anhand der Befragungsdaten versucht, genauere Einsicht in die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte zu erlangen. Dies ist nicht nur für den hier betrachteten Zusammenhang, sondern auch für die Geld- und Wirtschaftspolitik insgesamt von Interesse. Die aus den Untersuchungen gewonnene Spezifikation der Inflations-Output-Beziehung soll abschließend auf ihre Eignung als zusätzliches Instrument für Inflationsprognosen überprüft werden.

Zunächst werden im zweiten Kapitel theoretische Vorüberlegungen bezüglich des Inflations-Output-Zusammenhangs und der verschiedenen Möglichkeiten, Inflationserwartungen zu modellieren, angestellt. Danach wird eine Methode zur Umrechnung qualitativer Befragungsergebnisse in quantitative Werte vorgestellt. Dieses Verfahren wird dann auf die hier vorliegenden Daten übertragen. Anschließend wird der Frage nachgegangen, ob diese Inflationserwartungen als rationale Erwartungen interpretiert werden können. Darauf aufbauend wird versucht, anhand der Umfragedaten die Bestimmungsgrößen der Erwartungsbildung der privaten Haushalte zu modellieren.

³ Oft wird in größeren Modellen zusätzlich der Arbeitsmarkt explizit, z. B. über eine Lohngleichung, modelliert. In der Regel kann jedoch als wesentliches Element der reduzierten Form wieder der Zusammenhang zwischen Inflation und Output abgeleitet werden. Eine weitergehende Diskussion der Aspekte einer Konzentration der Analyse auf den aggregierten Inflations-Output-Zusammenhang findet sich z. B. bei Duguay, P. (1992).

⁴ Die aus Befragungen der privaten Haushalte ermittelten Preiserwartungen sind meines Wissens für Deutschland noch nicht berücksichtigt worden.

Im dritten Kapitel wird nach der Bestimmung und Abgrenzung der relevanten Variablen mit den quantifizierten Inflationserwartungen die Inflation-Output-Beziehung für Deutschland empirisch getestet. Danach wird der Inflation-Output-Zusammenhang unter der Annahme verschiedener extrapolativer Erwartungsbildungshypothesen untersucht. Dabei wird aufbauend auf den Ergebnissen des vorherigen Kapitels als eine Variante ein Modell analysiert werden, das die Anpassung der Erwartungen an eine Grundinflationsrate bzw. eine von den Wirtschaftssubjekten als "unvermeidbar" angesehene Preissteigerungsrate beinhaltet. Abschließend wird mit Hilfe von ex-post und ex-ante Simulationen die Eignung der geschätzten Inflation-Output-Funktionen für Inflationsprognosen untersucht. Darüber hinaus wird ihre Prognosegüte mit den direkt aus den Befragungen gewonnenen Erwartungen verglichen.

Das vierte Kapitel faßt die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zusammen und zeigt wirtschaftspolitische Implikationen auf.

II. Der Inflations-Output-Zusammenhang und die Bestimmung der Inflationserwartungen

II.1) Theoretische Überlegungen

Als Ausgangspunkt aller neueren Analysen des Zusammenhanges zwischen Inflation und Output kann die von Phillips 1958 durchgeführte Analyse gesehen werden.⁵ Aus diesem Grund wird die Beziehung zwischen Inflation und Output-Gap oft auch als Phillips-Kurve titulierte, obwohl Phillips' ursprüngliche Untersuchung auf dem Zusammenhang zwischen Nominallöhnen und Arbeitslosenrate basierte.⁶ Wegen statistischer Probleme und in der Überzeugung, daß langfristig kein Trade-off zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit existiert, ist diese ursprüngliche Phillips-Kurve von Friedman und Phelps zur expectations-augmented Phillips-Kurve erweitert worden.⁷ Sie unterstellten, daß die Reallöhne und nicht die Nominallöhne für die Arbeitnehmer entscheidungsrelevant sind, wodurch Preiserwartungen Eingang in die Phillips-Gleichung fanden. Die Veränderungsrate der Löhne ist dann zum einen, entsprechend der Argumentation von Phillips, von der Höhe der Unterbeschäftigung bzw. der Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenrate von der natürlichen bzw. gleichgewichtigen Arbeitslosenrate abhängig. Da die Arbeitnehmer die Reallöhne als relevant betrachten, wird darüber hinaus die Veränderungsrate der Nominallöhne von den erwarteten Preissteigerungen bestimmt. Des weiteren kann die Veränderung der Arbeitsproduktivitätsentwicklung als zusätzliche Determinante eine Rolle spielen, insbesondere wenn die Gewerkschaften in der Lage sind, unabhängig von der Beschäftigungssituation Lohnsteigerungen in der Höhe der Produktivitätsentwicklung durchzusetzen. Wird die Phillips-Kurve jedoch mit der Inflationsrate und nicht mit der Veränderungsrate der Löhne als abhängige Variable dargestellt, fällt diese Variable, unter der Annahme eines mark-up Preissetzungsverhaltens der Unternehmer, heraus.⁸

⁵ Vgl. Phillips, A. W. (1958).

⁶ Für die theoretische Herleitung vgl. Lipsey, R. G. (1960).

⁷ Vgl. Friedman, M. (1968) und Phelps, E. (1967).

⁸ Die Variable für die Produktivitätsentwicklung läßt sich nach Einsetzen der Phillips-Kurve in die mark-up-Gleichung herauskürzen, da bei einem mark-up Preissetzungsverhalten der Unternehmen die Inflationsrate u. a. abhängig von der Produktivitätsentwicklung ist. Vgl. Samuelson, P. A. u. Solow, R. M. (1960) und Burda, M. u. Wyplosz, C. (1993), S. 245 ff.

Oft wird in Untersuchungen die Rate der Unterbeschäftigung durch den Output-Gap ($y-y^*$) als Bestimmungsgröße für die Inflationsrate ersetzt. Begründen läßt sich dies u. a. mit "Okun's Law", das eine feste Relation zwischen Output-Gap und der Abweichung der Rate der Unterbeschäftigung von ihrem natürlichen Niveau postuliert. Aber auch wenn "Okun's Law" für Deutschland für den zu betrachtenden Untersuchungszeitraum nur eine eingeschränkte Gültigkeit zugebilligt wird, kann argumentiert werden, daß die Lohnabschlüsse in Deutschland in vielen Fällen eher von der konjunkturellen Lage, hier erfaßt durch den Output-Gap, als von der Höhe der Arbeitslosenrate bestimmt wurden. Der Output-Gap kann für die Preisbestimmung zusätzlich an Bedeutung gewinnen, wenn der von den Unternehmen gesetzte mark-up nicht konstant, sondern konjunkturabhängig ist. Es scheint demnach plausibel, folgenden Zusammenhang zu postulieren:⁹

$$(1) \quad \pi = \pi^e + g(y-y^*)$$

Über die bisherigen Überlegungen hinausgehend müssen in einer offenen und staatlichen Eingriffen ausgesetzten Volkswirtschaft auch externe Preisschocks (s) berücksichtigt werden. Solche Preisschocks können z. B. Rohstoffpreis-, sonstige Importpreisveränderungen oder Steueränderungen sein. Die Inflations-Output-Gleichung nimmt dann unter den genannten Annahmen die folgende Form an, die Grundlage der empirischen Überprüfung sein wird:

$$(2) \quad \pi = \pi^e + g(y-y^*) + h(s)$$

Als Preisvariable für die folgende Untersuchung ist unter wirtschaftspolitischen Gesichtspunkten vor allem der Preisindex für die Lebenshaltung von Interesse, da sich die Inflationserwartungen des Publikums vermutlich besonders auf diesen Preisindex richten und dem so in der öffentlichen Diskussion über das wirtschaftspolitische Geschehen eine wichtige Rolle zukommt. So hat er z. B. große Bedeutung bei den Lohnverhandlungen, da die Arbeitnehmer ein Interesse daran haben, die Lohnentwicklung an die Entwicklung der Lebenshaltungskosten anzubinden. Seine Berücksichtigung empfiehlt sich im Zusammenhang mit den Berechnungen des folgenden Abschnittes auch aus Konsistenzgründen: Die

⁹ Mit π = Inflationsrate, $(y-y^*)$ = Output-Gap, π^e = erwartete Inflationsrate und $g(\cdot)$ = Funktionsform.

dort ermittelten Erwartungen aus den Befragungsdaten der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) sind nur mit dem Preisindex der Lebenshaltung kompatibel.

Um die Gleichung (2) empirisch überprüfen zu können, sind noch die Inflationserwartungen π^e zu operationalisieren. Dazu können als eine Möglichkeit adaptive oder extrapolative Erwartungen bei der empirischen Überprüfung berücksichtigt werden. Die adaptive Erwartungshypothese unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte ihre Erwartungen um die in der Vergangenheit gemachten Erwartungsfehler korrigieren. In der extrapolativen Erwartungshypothese wird dagegen angenommen, daß die Wirtschaftssubjekte die Entwicklung in der Vergangenheit fortschreiben.¹⁰

Andererseits ist aber auch ein modifiziertes extrapolatives Erwartungsbildungsmodell denkbar. Dafür wird angenommen, daß ein "Normalniveau" der Inflationsrate bzw. eine institutionell und/oder strukturell bedingte Grundinflationsrate π^* existiert. In empirischen Untersuchungen dieses Ansatzes wird oft das "Normalniveau" der Inflationsrate bzw. die Grundinflationsrate durch den gleitenden Durchschnitt der Inflationsrate über einen bestimmten Zeithorizont approximiert. Die Grundinflationsrate π^* kann aber auch als Preis- bzw. Inflationsziel der Zentralbank oder genauer als das von den Wirtschaftssubjekten vermutete Preisziel der Zentralbank gesehen werden.¹¹ Die Wirtschaftssubjekte bilden Erwartungen über die Grundinflationsrate und unterstellen, daß sich die tatsächliche Inflationsrate unmittelbar an die Grundinflationsrate anpaßt. Diese Hypothese kann durch die Annahme einer graduellen Anpassung der Erwartungen erweitert werden, nach der die Wirtschaftssubjekte von einer zeitlichen Verzögerung bei der Anpassung der tatsächlichen Inflation an die Grundinflation ausgehen. Je geringer die Geschwindigkeit der Anpassung an die Grundinflation bzw. an das Preisziel von den Wirtschaftssubjekten eingeschätzt

¹⁰ Das adaptive Erwartungsbildungsmodell läßt sich in ein allgemeines extrapolatives Modell der Form, $\pi^e = \sum \lambda_i \cdot \pi_{t-i}$ mit $\sum \lambda_i = 1$ und $i = 1, 2, 3, \dots, n$, überführen. Vgl. Pindyck, R. S. u. Rubinfeld D. L. (1991), S. 206 f.

¹¹ Die Verwendung des Preisziels als Näherungsgröße für die langfristigen Erwartungen der Wirtschaftssubjekte bzw. die Grundinflationsrate ist jedoch nur möglich, wenn die Zentralbank eine große Glaubwürdigkeit besitzt und es langfristig keine größeren Abweichungen des Preisziels von der tatsächlichen Preisentwicklung gibt. Diese Bedingungen sind aber für Deutschland für den betrachteten Untersuchungszeitraum gegeben. Vgl. dazu auch die Fußnote 37. Zu der Preisannahme der Bundesbank vgl. Tabelle 7 in Abschnitt III.1.

wird, um so größer ist der Anpassungsparameter α .¹² Dieses modifizierte extrapolative Erwartungsbildungsmodell kann als Return-to-Normality Modell interpretiert werden, wobei das "Normalniveau" der Grundinflationsrate bzw. dem Preisziel der Zentralbank entspricht.

$$(3) \quad \pi^e = \alpha \cdot \pi_{-1} + (1 - \alpha) \cdot \pi^*, \quad \text{mit } 0 \leq \alpha \leq 1$$

Das Konzept der extrapolativen bzw. adaptiven Erwartungen kann als pragmatisches Vorgehen für die Behandlung von Erwartungen angesehen werden, das in der Realität für viele Situationen sicherlich zutreffend ist. Dennoch wird an diesen Erwartungstheorien kritisiert, daß zur Erwartungsbildung nur die vergangenen und gegenwärtigen Werte der zu erklärenden Variablen selbst herangezogen, andere Einflußgrößen und Zusammenhänge aber vernachlässigt werden, wodurch systematische Fehler auftreten können. So wird bei adaptiven Erwartungen und einer sich beschleunigenden Inflation die Inflation systematisch unterschätzt. Des weiteren führen z. B. einmalige Preisschocks, die von den Wirtschaftssubjekten auch als transitorisch erkannt werden, bei extrapolativer Erwartungsbildung zu Erwartungsänderungen, unabhängig davon, ob diese Preisveränderungen nur kurzfristiger Natur sind. Die Wirtschaftssubjekte nutzen unter dieser Hypothese nicht alle ihnen zur Verfügung stehenden Informationen über die Zukunft. Für die modifizierten extrapolativen Erwartungen gelten diese Kritikpunkte nur zum Teil, da mit der Berücksichtigung der Grundinflationsrate ein vorwärtsgerichtetes Element in der Erwartungsbildung gegeben ist. Dafür ist gegen diese Hypothese der Erwartungsbildung einzuwenden, daß die Bestimmung der Grundinflationsrate relativ unspezifiziert ist und überdies überprüft werden muß, ob die Preisannahme der Bundesbank den zuvor unterstellten Einfluß auf die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte in Deutschland hat.

Diese Einwände gegen die extrapolative und adaptive Erwartungshypothese führten zu der Entwicklung der Theorie rationaler Erwartungen durch Muth. Mit diesem Ansatz werden im Gegensatz zu den oben aufgeführten Theorien bei der Erwartungsbildung alle zukunfts-

¹² Steht π^* für das Inflationsziel, dann ist α auch ein Maß für die Glaubwürdigkeit der Zentralbank. Jedoch ist zu beachten, daß α ebenfalls maßgeblich durch andere Faktoren, wie z. B. institutionelle Gegebenheiten, die nicht durch die Zentralbank zu verantworten sind, beeinflusst wird.

relevanten Informationen einschließlich theoretischer Vorstellungen über die zentralen Einflußfaktoren der Erwartungsvariablen verarbeitet. In der ökonometrischen Praxis bedeutet dieses, daß alle Erwartungsvariablen, die in einem Modell erscheinen, unter Vorgabe der Erwartungswerte der exogenen Variablen mit dem Modell selbst generiert werden. Die Erwartungen werden dann auch als modellkonsistente Erwartungen bezeichnet. Ein wesentliches Kennzeichen der Theorie rationaler Erwartungen ist, daß die subjektiven Erwartungen im Durchschnitt richtig sind, d. h. mit dem tatsächlich eintretenden Wert einer Variablen X im Zeitverlauf übereinstimmen, den Wirtschaftssubjekten unterlaufen also keine systematischen Fehler ($E(\epsilon_{t+1} | \Omega_t) = 0$):

$$(4) \quad x_{t+1}^e = E(x_{t+1} | \Omega_t) = x_{t+1} + \epsilon_{t+1}, \quad \text{mit } E(\epsilon_{t+1} | \Omega_t) = 0$$

Ω_t = Informationsmenge zum Zeitpunkt t und
 ϵ_{t+1} = Erwartungsfehler

An der Theorie rationaler Erwartungen wird aber ebenfalls Kritik geübt, die sich unter anderem gegen die Annahme richtet, daß die Wirtschaftssubjekte unter Vernachlässigung aller Informationskosten vollkommene Informationen und damit vollständige Kenntnis über alle Wirkungszusammenhänge besitzen.

Für die ökonometrische Umsetzung der rationalen Erwartungen gibt es nach Full-Information- und Limited-Information-Methoden zu unterscheidende Ansätze. Bei der Full-Information-Schätzmethode wird das ganze Modell z. B. mit der dreistufigen Kleinst-Quadrat-Methode (3SLS) unter Berücksichtigung möglicher Restriktionen geschätzt. Die Full-Information-Schätzmethoden sind effizienter als die Limited-Information-Ansätze, sie haben jedoch den Nachteil, daß die Fehlspezifikation eines Teils des Modells zu inkonsistenten Ergebnissen in allen Modellteilen führt. In der Praxis werden wegen der größeren Robustheit und wegen der einfacheren Implementierung die Limited-Information-Ansätze bevorzugt, zu denen z. B. der weitverbreitete McCallum-Ansatz und die Verwendung von Befragungsdaten über Erwartungen zählen.¹³

¹³ Vgl. z. B. Begg, D. (1985), S. 89 ff.

Bei der Methode von McCallum werden die unbeobachtbaren rationalen Erwartungen durch die tatsächlich eingetretenen Werte der Erwartungsgrößen ersetzt.¹⁴ Da diese Variablen mit dem Störterm korreliert sind, entsteht ein "errors in variables" Problem, das durch eine Instrumentenvariablenschätzung umgangen wird. Bei der zweiten Limited-Information-Methode werden die unbeobachtbaren Erwartungen durch Befragungsdaten ersetzt, mit dem Vorteil, daß die Erwartungen nicht über gesetzte Modellannahmen konstruiert werden, sondern direkt über Befragungen gemessen werden. Deswegen und weil dieses Verfahren unseres Wissens für Deutschland in diesem Zusammenhang noch nicht angewendet worden ist, werden im folgenden die Inflationserwartungen über Befragungsdaten gewonnen.

Für die konkrete Ausgestaltung des Parameters der Erwartungsvariablen in der Inflations-Output-Gleichung bestehen unter diesen Voraussetzungen grundsätzlich zwei Möglichkeiten. In neo- bzw. neuklassischen Ansätzen mit vollkommen flexiblen Faktor- und Güterpreisen geht die Erwartungsvariable mit einem Koeffizienten von Eins ein. Dieses hätte bedeutende geldpolitische Implikationen. So wäre in Folge einer Disinflationpolitik, die als vollständig glaubwürdig angesehen wird, eine Reduzierung der Inflation mit sofortiger Wirkung und sogar ohne Outputverluste möglich. In der empirischen Realität ist jedoch immer eine mehr oder wenig große Trägheit der Preisentwicklung festzustellen. In neuklassischen Ansätzen wird diesem Effekt durch Berücksichtigung der verzögerten endogenen Variablen Rechnung getragen.

$$(5) \quad \pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1 - \alpha) \cdot \pi_{t+1}^e + g(y_t - y^*_t) + h(s_t)$$

Diese Vorgehensweise kann zum einen damit begründet werden, daß ein Teil der Wirtschaftssubjekte einer vorwärtsgerichteten und der andere Teil einer rückwärtsgerichteten Erwartungsbildung folgt.

Eine mehr theoretisch fundierte Erklärung bietet z. B. der Staggered-Contract Ansatz von Taylor, der von Buiter und Jewett bzw. Fuhrer und Moore weiterentwickelt worden ist. Beim realen Staggered-Contract-Ansatz wird unterstellt, daß die Wirtschaftssubjekte nomi-

¹⁴ Vgl. McCallum, B. T. (1976), S. 484 ff.

nale Lohnkontrakte mit einer Laufzeit von einer bestimmten Anzahl von Perioden, z. B. von vier Quartalen, abschließen. Anders als bei Taylor werden bei den Verhandlungen jedoch nicht die Entwicklung der nominalen Lohnkontrakte, sondern die der realen Lohnkontrakte berücksichtigt, womit der reale Wert aller Kontrakte mit einbezogen wird, die über die Laufzeit des gerade abzuschließenden Vertrages gültig sind. Es sind also nicht nur die vergangenen realen Werte, sondern auch die erwarteten zukünftigen realen Kontraktpreise relevant. Das Preisniveau ergibt sich, ausgehend von einem mark-up Verhalten, als gewichteter Durchschnitt der zu diesem Zeitpunkt gültigen Kontraktpreise. Aus dem Ansatz von Fuhrer und Moore läßt sich dann eine Inflations-Output-Kurve ableiten, die die folgende Form annimmt:¹⁵

$$(6) \quad \pi_t = f(L) \cdot f(L^{-1}) \cdot [\pi_t + \gamma \cdot g^{-1}(L) \cdot (y_t - y^*_t)]$$

Die Veränderungsrate der Preise ist also in symmetrischer Weise sowohl von den vergangenen als auch den zukünftigen Werten der Inflationsrate und des Output-Gap abhängig. Über die konkrete Ausgestaltung der Lagstruktur und der Koeffizienten sind jedoch keine genauen Aussagen mehr möglich, wenn dem Modell etwas allgemeinere Annahmen zugrundegelegt werden. Festzuhalten bleibt aber, daß sowohl Lags als auch Leads in die Gleichung eingehen. Die empirische Überprüfung muß dann die tatsächliche Struktur aufzeigen.

II.2) Bestimmung der Inflationserwartungen aus Befragungsdaten

Für die Quantifizierung der Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte können zum einen Prognosen von Institutionen herangezogen werden, von denen einige in der Öffentlichkeit große Aufmerksamkeit finden, so daß die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte vermutlich durch diese Prognosen beeinflusst wird. Die Verwendung von Inflations-

¹⁵ Mit L als Lag-Operator. Vgl. Taylor, J. B. (1980), S. 1 ff., Fuhrer, J. u. Moore, G. (1995), S. 127 ff. und Buiter, W. u. Jewett, I. (1981), S. 211 ff.

prognosen hat aus empirischer Sicht den Vorteil, daß die Daten über die erwartete Preisentwicklung schon in quantitativer Form vorliegen.

Die bekanntesten solcher Prognosen für die deutsche Inflationsrate sind die der nationalen Wirtschaftsforschungsinstitute und des Sachverständigenrates.¹⁶ Sie werden jedoch nur einmal jährlich, maximal halbjährlich, publiziert und sind deshalb nur für Untersuchungen mit Jahresdaten geeignet, wodurch die empirische Analyse auf eine wesentlich kleinere Basis als bei einer Untersuchung mit Quartalsdaten gestellt wird. Des weiteren existieren Prognosen internationaler Behörden, wie z. B. der OECD. Jedoch liegen diese ebenfalls nur auf Jahres- bzw. auf Halbjahresbasis vor. Darüber hinaus sind sie nur bedingt der Öffentlichkeit zugänglich und haben wohl nur einen geringeren Einfluß auf die Meinungsbildung in Deutschland.

Auf Monatsbasis stehen regelmäßig die vom Consensus Forecast veröffentlichten quantitativen Prognosen von 29 Institutionen zur Verfügung; dazu gehören die wichtigsten Banken, Wertpapierhäuser, Wirtschaftsforschungsinstitute und sonstige Dienste.¹⁷ Diese Erhebung wird jedoch erst seit Oktober 1989 durchgeführt und hat damit für eine Untersuchung auf Quartalsbasis unter Umständen zu wenig Beobachtungen. Beim Consensus Forecast besteht zudem das Problem, daß die Prognosen jeweils für die beiden folgenden Jahre und nicht für einen feststehenden Prognosehorizont, von z. B. drei oder zwölf Monaten, erstellt werden.

Eine ähnliche zeitliche Einschränkung gilt für die vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung in Mannheim (ZEW) veröffentlichten Inflationserwartungen, die sogar erst ab Dezember 1991 verfügbar sind.¹⁸ Die ZEW-Inflationserwartungen mit einem Prognosehorizont von 6 Monaten beruhen auf einer qualitativen Drei-Kategorien-Befragung von 350 Finanzexperten von Banken, Versicherungen und ausgewählten Industrieunternehmen. Die qualitativen Daten werden vom ZEW mit der Carlson-Parkin Methode quantifiziert, die unten noch genauer beschrieben wird.

¹⁶ Zu einer Untersuchung über die Effizienz von Prognosen von neun Institutionen vgl. Neumann, M. J. M. u. Buscher, H. S. (1985).

¹⁷ Vgl. z. B. Consensus Forecast (1996), S. 8 f.

¹⁸ Vgl. ZEW (1997).

Zum anderen können die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte selbst über Befragungen gewonnen werden. Das hat den Vorteil, daß die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte direkt erfaßt werden. Ein Nachteil dieser Methode ist, daß die durch direkte Erhebung gewonnenen Daten, je nach Art der Fragestellung, Stichprobenumfang und Motivation der Befragten, unter Umständen verzerrt sein können. Dieses gilt jedoch in besonderem Maße, wenn quantitative Befragungen, und weniger, wenn qualitative Befragungen vorliegen.¹⁹ Qualitative Befragungen stehen mit dem ifo-Konjunkturtest und den Konsumentenbefragungen der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) zur Verfügung. Umfragen auf quantitativer Basis gibt es unseres Wissens für Deutschland nicht.

Die ifo-Umfrage ist eine Drei-Kategorien-Befragung von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, bei der sie angeben, ob ihre Inlandsverkaufspreise (Nettopreise) unter Berücksichtigung von Konditionsveränderungen im Laufe der nächsten drei Monate voraussichtlich steigen, etwa gleich bleiben oder zurückgehen werden. Die Unternehmen werden darüber hinaus über die Entwicklung ihrer Inlandsverkaufspreise gegenüber dem Vormonat befragt, wobei ebenfalls die Antworten den drei Kategorien zugeordnet werden müssen. Informationen über die Einschätzung der Unternehmen über die Entwicklung in der Vergangenheit sind für einige Methoden der Umrechnung qualitativer in quantitative Daten hilfreich. Für die vorliegende Untersuchung der Lebenshaltungspreise sind die Preiserwartungen, die das ifo-Institut ermittelt, weniger geeignet, da ihnen Umfragen beim Verarbeitenden Gewerbe zugrunde liegen. Sie kommen eher für die Analyse und Erklärung der Produzentenpreise in Frage.

Die Daten der GfK beruhen auf einer Befragung von 2000 Konsumenten für West- und 500 Konsumenten für Ostdeutschland, wobei für die hier durchzuführende Untersuchung aus Gründen der Konsistenz nur die westdeutschen Daten herangezogen werden. Die Verbraucherumfrage wird im Auftrag der EU-Kommission seit 1972 mit reduziertem Frageprogramm quartalsweise und seit 1980 mit vollem Frageprogramm monatlich durchgeführt.²⁰ Jedoch stehen aufgrund von Datenbankproblemen bei der EU zur Zeit die auf monatlicher

¹⁹ Vgl. Lahiri, K. u. Dasgupta, S. (1992), S. 391.

²⁰ Vgl. GfK (1996).

Basis ermittelten und nach den einzelnen Kategorien unterteilten Daten erst ab 1986 zur Verfügung.²¹ Bis 1980 zurückreichend liegt aber noch der von der GfK berechnete relative Kontrapositionssaldo, der die Antwortkategorien saldiert wiedergibt, vor.

Die Vorteile der GfK-Umfrage sind der relativ große Stichprobenumfang, die detailliertere Unterteilung der Antworten in sechs Kategorien und die Daten über die Einschätzung der vergangenen Entwicklung. Auf Grund der großen Stichprobe und der Auswahlkriterien der GfK kann davon ausgegangen werden, daß der durchschnittliche den Stichproben zugrundeliegende Haushalt in etwa dem durchschnittlichen Haushalt entspricht, der der Berechnung des Indexes der Lebenshaltungspreise zugrunde liegt.

Tabelle 1: Fragen und Antwortkategorien der GfK 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 (A') ^{a)}	etwas zurückgehen (A)
kaum verändert (B')	in etwa gleichbleiben (B)
etwas gestiegen (C')	weniger stark als bisher steigen (C)
mittelmäßig gestiegen (D')	etwa in gleichem Maß wie bisher steigen (D)
stark gestiegen (E')	stärker als bisher steigen (E)
weiß nicht (F')	weiß nicht (F)

a) Mit A, B, usw. als relative Anteile der Befragten, die sich für die entsprechende Kategorie entschieden haben.

Da die GfK-Daten nur in qualitativer Form vorliegen, müssen sie noch quantifiziert werden. Dazu stehen verschiedene Verfahren zur Verfügung. Generell lassen sich die Verfahren in Verteilungsfunktionsansätze und Regressionsansätze unterteilen. Der Regressionsansatz wird hier nicht verwendet, da er eher für Unternehmensbefragungen geeignet ist.²²

²¹ Die zuständigen Stellen der EU bemühen sich, die Daten für die Zeit vor 1986 wiederzubeschaffen.

²² Vgl. Batchelor, R. A. u. Orr, A. B. (1988), S. 322. Zum Regressionsansatz im allgemeinen vgl. Pesaran, M. H. (1984), S. 34 ff. und Pesaran M. H. (1989), S. 221 ff.

Der Verteilungsfunktionsansatz geht auf Carlson und Parkin zurück.²³ Sie unterstellen, daß jeder Befragte i zum Zeitpunkt t eine eigene subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung mit der Dichtefunktion $f_i(\rho_{i,t+1}|\Omega_{i,t})$ für die erwartete Änderung seines relevanten Preisindex ($\rho_{i,t+1}$) im Zeitpunkt $t+1$ formt. Danach richtet er dann sein Antwortverhalten aus. Der Erwartungswert der Preisänderung zum Zeitpunkt t (${}^t\pi_{i,t+1}^e$) ergibt sich dann als:

$$(7) \quad {}^t\pi_{i,t+1}^e = E(\rho_{i,t+1} | \Omega_{i,t})$$

Es wird weiter davon ausgegangen, daß es für Preisänderungen, die in der Nähe von Null liegen, einen Bereich $]-\delta, \delta]$ gibt, in dem die Befragten Preisänderungen nicht von Null unterscheiden können. Sind Preisveränderungen absolut kleiner als δ , nehmen die Befragten diese Inflation nicht wahr. Die Werte δ und $-\delta$ werden auch als gerade wahrnehmbare Schwellen von Preisveränderungen ("just noticeable difference in inflation around zero") bezeichnet. Für den Drei-Kategorien-Fall zeigt sich dann unter Berücksichtigung dieser Schwellenwerte folgendes Antwortverhalten:

- "die Preise steigen", wenn ${}^t\pi_{i,t+1}^e > \delta$,
 "die Preise sinken", wenn ${}^t\pi_{i,t+1}^e \leq -\delta$,
 "die Preise bleiben gleich", wenn $-\delta < {}^t\pi_{i,t+1}^e \leq \delta$.

Unter der Annahme, daß sich aus den subjektiven Dichtefunktionen $f_i(\rho_{i,t+1}|\Omega_{i,t})$ eine aggregierte Dichtefunktion über alle Befragten $f(\rho_{t+1}|\Omega_t)$ ableiten läßt, kann ein Zusammenhang zwischen den qualitativen Antworten und den diesen Antworten zugrundeliegenden quantitativen Preiserwartungen hergestellt werden. Denn die Wahrscheinlichkeit (W), daß die erwartete Preisänderung der Befragten niedriger als die untere Schwelle ist, entspricht dem Wert, der sich aus der aggregierten kumulierten Dichtefunktion (F_t) für $-\delta$ ergibt. Der Wert der kumulierten Dichtefunktion für $-\delta$ ist gleich dem Anteil der Befragten, die von sinkenden Preisen ausgehen (${}^tA_{t+1}$):

²³ Vgl. Carlson, J. A. u. Parkin, M. (1975).

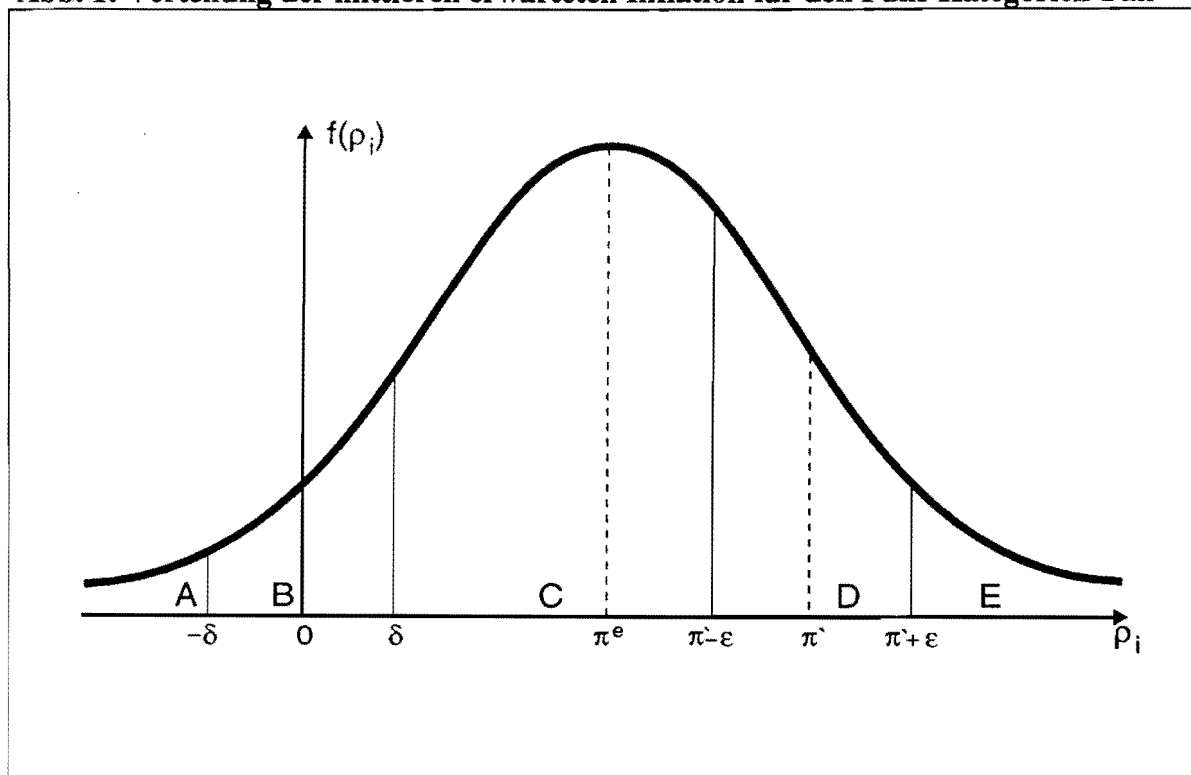
$$(8) \quad W(\rho_{t+1} \leq -\delta \mid \Omega_t) = F_t(-\delta) = {}_tA_{t+1}$$

Entsprechend ergibt sich die Wahrscheinlichkeit, daß die erwartete Preisänderung der Befragten größer als die obere Schwelle ist, aus Eins minus der aggregierten kumulierten Dichtefunktion (F_t) für δ . Dieser Wert ist gleich dem Anteil der Befragten, die von steigenden Preisen ausgehen (${}_tB_{t+1}$):

$$(9) \quad W(\rho_{t+1} > \delta \mid \Omega_t) = 1 - F_t(\delta) = {}_tB_{t+1}$$

Für die Umrechnung der Anteile ${}_tA_{t+1}$ und ${}_tB_{t+1}$ in die erwartete Inflationsrate (${}_t\pi_{t+1}^e$) muß jetzt nur noch die Verteilungsfunktion (F_t) spezifiziert werden. Carlson und Parkin unterstellen eine Normalverteilung und begründen das mit dem Zentralen Grenzwertsatz.

Abb. 1: Verteilung der mittleren erwarteten Inflation für den Fünf-Kategorien-Fall



Der Ansatz von Carlson und Parkin wurde von Batchelor und Orr auf den Vier- und Fünf-Kategorien-Fall erweitert. Sie gehen jedoch nicht von einer Normalverteilung, sondern von einer logistischen Verteilung aus, da empirische Überprüfungen gezeigt haben, daß die

Verteilung der Erwartungen zwar als symmetrisch und unimodal, nicht aber unbedingt als normal angesehen werden kann.²⁴

Im Fünf-Kategorien-Fall werden explizit die Einschätzungen der Befragten über die vergangene Entwicklung der Preise zur Berechnung herangezogen. Für ein Intervall um den Mittelwert der subjektiv wahrgenommenen Preisentwicklung der letzten zwölf Monate (π') werden ebenfalls Schwellenwerte ($-\varepsilon$ und ε) für gerade wahrnehmbare Veränderungen ("just noticeable difference in inflation around mean perceived inflation") unterstellt. Den Anteilen der fünf Antwortkategorien lassen sich unter den gemachten Annahmen jeweils Flächen unter dem Graphen der Dichtefunktion zuweisen, die die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten wiedergeben. So kann dem Anteil A die Fläche für den Bereich $]-\infty, -\delta]$, B die Fläche mit $]-\delta, \delta]$, C die Fläche mit $]\delta, \pi'-\varepsilon]$, D die Fläche $]\pi'-\varepsilon, \pi'+\varepsilon]$ und E die Fläche $]\pi'+\varepsilon, +\infty[$ zugeordnet werden.²⁵ Batchelor und Orr weisen dann folgende Formeln für die mittlere erwartete Inflationsrate der Befragten aus:²⁶

$$(10) \quad \pi_{t+1}^e = \pi'_t \cdot (a_t + b_t) / (a_t + b_t - c_t - d_t)$$

und

$$(11) \quad \pi'_t = \pi^m_t \cdot (a'_t + b'_t) / (a'_t + b'_t - c'_t - d'_t)$$

Die Variablen a_t , b_t , c_t und d_t sind dabei die Abzissenwerte der standard-logistischen Funktion der kumulierten Wahrscheinlichkeiten A_t , A_t+B_t , $A_t+B_t+C_t$ und $A_t+B_t+C_t+D_t$.

Die Vorteile des hier verwendeten Verfahrens gegenüber der Carlson-Parkin Methode sind darin zu sehen, daß durch die differenziertere Unterteilung der Informationsgehalt und die Genauigkeit der Abbildung der Erwartungen steigt, unplausible Ergebnisse aufgrund von Grenzfällen vermieden werden, die Wahrnehmungsschwellen nicht mehr als konstant unterstellt werden müssen und die Annahme einer Unverzerrtheit der Erwartungen durch die weniger einschränkende Annahme der Unverzerrtheit der Einschätzung der vergangenen Entwicklung ersetzt werden kann.

²⁴ Hierzu und zu den folgenden Ausführungen vgl. Batchelor, R. A. u. Orr, A. B. (1988).

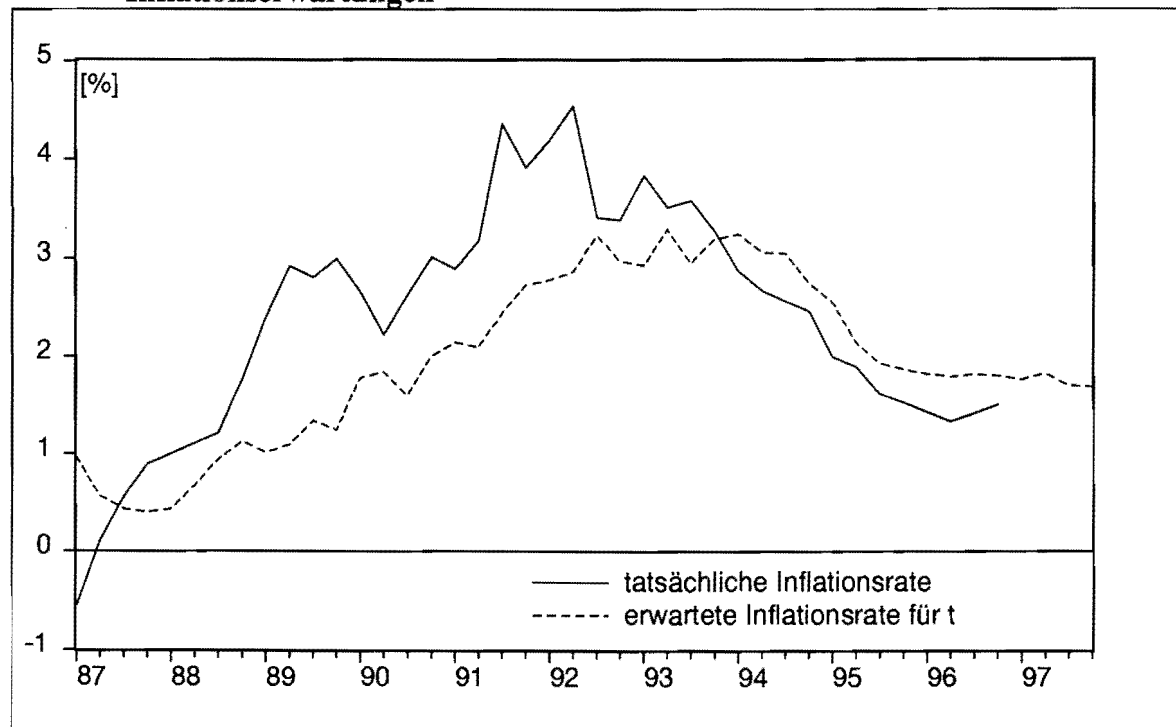
²⁵ Vgl. Abbildung 1 und für die Zuordnung der Anteile zu den Fragekategorien vgl. Tabelle 6.

²⁶ Batchelor und Orr geben hierzu keine Ableitung an. Vgl. zu den Ableitungen Anhang A.

Anhand der Formeln (10) und (11) werden nun die GfK-Daten quantifiziert. Die Monatswerte werden vorher jedoch noch über eine einfache Mittelwertbildung auf Quartalswerte umgerechnet und die Antworten der Kategorie "weiß nicht" werden dem üblichen Vorgehen entsprechend proportional auf die anderen Kategorien verteilt. Abbildung 2 zeigt nun die tatsächliche und die für die Periode t in $t-4$ erwartete Inflationsrate.

Zum Vergleich wird die erwartete Inflationsrate auch noch unter der Annahme einer Normalverteilung berechnet.²⁷ Es zeigt sich, daß die mit der Normalverteilung quantifizierten Inflationserwartungen denen auf Grundlage der logistischen Verteilung berechneten Erwartungen sehr ähnlich sind.

Abb. 2: Tatsächliche Inflationsrate und aus GfK-Daten berechnete Inflationserwartungen



Zunächst scheinen die Inflationserwartungen auf den ersten Eindruck extrapolativ geprägt zu sein, da sie der tatsächlichen Inflationsentwicklung mehr oder weniger stark nachlaufen.

²⁷ Die für die Quantifizierung notwendige Berechnung der Quantile der Standard-Normalverteilung wird mit dem Algorithmus AS241 aus Applied Statistics (1988), Bd. 37, Nr. 3, vorgenommen, der als Programm in Hall, R. E. (1995) abgedruckt ist.

Eine genauere Betrachtung zeigt jedoch, daß neben einer extrapolativen Komponente noch andere Erklärungsfaktoren bei der Erwartungsbildung eine Rolle spielen müssen. So werden zum einen größere Ausschläge der Inflation, wie 1986 nach unten sowie 1989 und 1991/92 nach oben, nur teilweise in der Erwartungsbildung berücksichtigt. Zum anderen verlaufen in der Phase abnehmender Inflationsraten ab 1993 die tatsächliche und die erwartete Entwicklung viel enger zusammen als in der Phase zunehmender Inflation, und schließlich stabilisieren sich die Erwartungen ab 1995 bei knapp unter 2 %, obwohl die tatsächliche Inflation noch weiter zurückgegangen ist.²⁸ Im folgenden Abschnitt soll der dahinter stehende Erwartungsbildungsprozeß näher untersucht werden.

Abb. 3: Standardabweichung der Inflationserwartungen



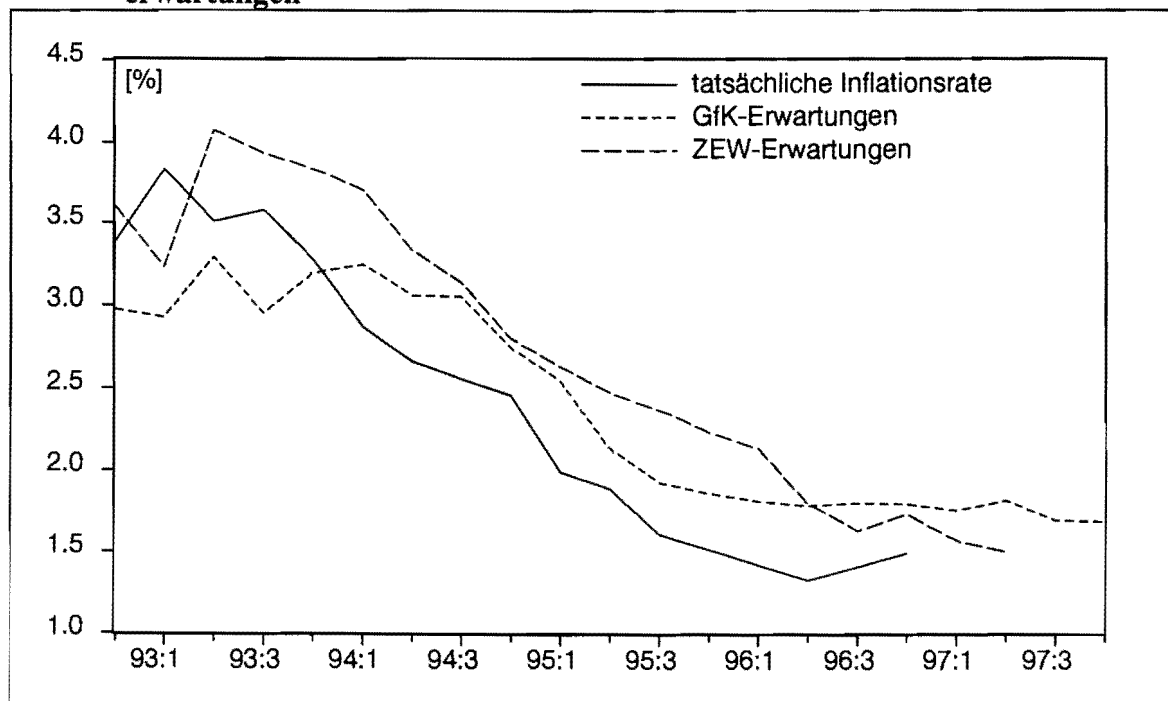
Zusätzlich zu den Erwartungen können mit den vorliegenden Daten auch die Standardabweichung der Inflationserwartungen sowie die Größenordnung und die zeitliche Entwicklung der Wahrnehmungsschwellen bestimmt werden. Die Standardabweichung der Inflationserwartungen kann als Maß für die vorherrschende Inflationsunsicherheit interpretiert werden. Schaubild 3 zeigt erwartungsgemäß, daß die Inflationsunsicherheit mit steigenden Inflationserwartungen zunimmt und mit fallenden abnimmt. Zum Ende des Untersuchungs-

²⁸ Dieses Bild bestätigt sich auch, wenn die alte Zeitreihe der Lebenshaltungspreise vor der Revision von September 1995 zum Vergleich herangezogen wird.

zeitraums verharrt die Standardabweichung jedoch auf einem bestimmten Niveau und nimmt nicht, entsprechend der Entwicklung bei den Erwartungen, weiter ab. Die zeitliche Entwicklung der Wahrnehmungsschwellen verläuft insgesamt vergleichbar.

Zum Abschluß sollen die aus den GfK-Daten ermittelten Inflationserwartungen mit den aus den ZEW-Daten berechneten Erwartungen verglichen werden. In Schaubild 4 sind beide Zeitreihen dargestellt. Für den Zeitraum, für den die ZEW-Daten zur Verfügung stehen, scheint ihre Entwicklung ebenfalls stark extrapolativ geprägt zu sein. Der Verlauf und die Erwartungsfehler der beiden Erwartungsgrößen sind trotz der unterschiedlichen Prognosehorizonte sehr ähnlich. Mit Hinblick auf den aktuellen Rand ist, anders als bei den GfK-Daten, das Absinken der ZEW-Erwartungen auf unter 2 % festzustellen. Als Tendenzangabe kann jedoch festgehalten werden, daß die Erwartungsbildung der Konsumenten und der Finanzmarktexperten, soweit das aufgrund des kurzen Vergleichszeitraums gesagt werden kann, weitgehend gleich verlaufen.

Abb. 4: Vergleich der aus den ZEW- und den GfK-Daten berechneten Inflationserwartungen



Bevor die direkt ermittelten Inflationserwartungen zur Analyse des Inflations-Output-Zusammenhangs verwendet werden, sollen sie im folgenden Abschnitt einer etwas detaillierteren Untersuchung unterzogen werden.

II.3) Analyse des Erwartungsbildungsprozesses

In einem ersten Schritt wird die Gültigkeit der rationalen Erwartungshypothese für die aus den GfK-Daten berechneten Inflationserwartungen überprüft. Mit Befragungsdaten sind Tests auf rationale Erwartungen direkt möglich, ohne Vorgaben und Annahmen über ein detailliertes theoretisches Modell spezifizieren zu müssen. Im Anschluß daran wird versucht, den zugrundeliegenden Erwartungsbildungsprozeß genauer zu spezifizieren und gegebenenfalls zu modellieren.

Die schon im vorherigen Abschnitt vorgenommene, mehr grafisch orientierte Untersuchung hat einige Zweifel an der Gültigkeit der rationalen Erwartungshypothese für die hier vorliegenden Daten aufkommen lassen. Im folgenden soll mit Hilfe verschiedener Tests auf Rationalität eine detailliertere Analyse durchgeführt werden. Als erster Test wird die Hypothese der Unverzerrtheit der Erwartungen überprüft: Für rationale Erwartungen gilt unter anderem die Bedingung, daß sie im Durchschnitt unverzerrt sein müssen. Diese Bedingung kann mit einer Schätzung der Gleichung (12) überprüft werden. Wenn rationale Erwartungen gegeben sind, muß der Koeffizient α gleich Null und der Koeffizient β gleich Eins sein.

$$(12) \quad \pi_t = \alpha + \beta \cdot {}_{t-4}\pi_t^e, \quad \text{mit} \quad \alpha = 0, \beta = 1 \text{ und} \\ {}_{t-4}\pi_t^e = \text{in } t-4 \text{ für } t \text{ erwartete Inflationsrate}$$

Dieser Test ist für Daten mit weniger als vier Kategorien oder für Daten, die nicht die Einschätzung über die vergangene Entwicklung heranziehen, nicht möglich, da in diesen Fällen für die Quantifizierung der qualitativen Daten automatisch die Unverzerrtheitsannahme unterstellt werden muß. Diese Annahme wird in unserem Fall nur für die Ermittlung der

Einschätzung der vergangenen Entwicklung und nicht für die Berechnung der Inflationserwartungen selbst benötigt. Das Resultat der Schätzung der Gleichung (12) ist in Tabelle 2 dargestellt.

Wegen starker Autokorrelation, die zu verzerrt geschätzten Standardfehlern führen kann, werden die mit der Newey-West Methode ermittelten, korrigierten Standardfehler verwendet.²⁹ Die Unverzerrtheitsannahme und damit die Hypothese rationaler Erwartungen kann aufgrund der Schätzung nicht unbedingt abgelehnt werden. Ein Wald-Test mit den Koeffizientenrestriktionen $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ als Nullhypothese bestätigt dieses Resultat, da die Nullhypothese nicht verworfen werden kann.³⁰ Eine Verfälschung der Ergebnisse durch mögliche Meßfehler in der Erwartungsvariablen ist aus den im vorherigen Abschnitt genannten Gründen eher gering einzuschätzen. Aber auch wenn Meßfehler vorlägen, könnte das nur zu einer Verzerrung für α weg von Null und für β in Richtung Null führen.³¹ Meßfehler würden also eher zu einer Ablehnung als zu einer Annahme der Hypothese der Unverzerrtheit führen. Eine zur Sicherheit durchgeführte Schätzung mit der Instrumentenvariablen-Methode (IV-Methode) bestätigt dann auch die Ergebnisse der Tabelle 2.

Tabelle 2: Test auf Unverzerrtheit der Erwartungsvariablen³²

W4PLHW = C(1) + C(2) · W4PLHWE				
	Name	Koeffizienten	Standardfehler ^{a)}	t-Statistik ^{a)}
C(1)	Konstante	0,486787	0,466477	1,043538
C(2)	W4PLHWE	0,958895	0,202844	4,727243
Sample	1987:1 - 1996:4			
R2bar	0,519		BG-LM(1)	47,12 [0,00]
F-Statistik	43,12		BG-LM(4)	12,43 [0,00]
Durbin-Watson	0,371		White	1,058 [0,36]

a) Newey-West HAC Standardfehler

²⁹ Vgl. Hamilton, J. D. (1994), S. 281 ff. sowie Newey, W. u. West, K. (1987).

³⁰ Die F-Statistik des Wald-Tests mit der Nullhypothese $C(1) = 0$ und $C(2) = 1$ beträgt 1,68.

³¹ Vgl. Maddala, G. S. (1992), S. 450 ff.

³² Mit W4PLHW = Inflationsrate (π_t) und W4PLHWE = in t-4 für t erwartete Inflationsrate (${}_{t-4}\pi_t^e$). Vgl. zu den genauen Variablendefinitionen auch den Abschnitt III.1.

In eckigen Klammern hinter den Testverfahren = p - Werte; R2bar = korrigiertes Bestimmtheitsmaß; Durbin-Watson = Durbin-Watson Statistik; BG-LM(n) = Breusch-Godfrey LM-Test auf Autokorrelation n-ter Ordnung; White = White's Heteroskedastizitätstest mit cross-terms; vgl. zu den Tests z. B. Maddala, G. S. (1992) und Hall, R. E. u. a. (1995).

Dieses Verfahren reicht für sich noch nicht aus, um die Hypothese rationaler Erwartungen nicht abzulehnen. Hierzu kann als ein weiterer Test auf Rationalität der Test auf serielle Korrelation in den Erwartungsfehlern herangezogen werden, demzufolge unter Annahme der rationalen Erwartungshypothese die Erwartungsfehler nicht mit Variablen aus der Informationsmenge korreliert sein dürfen, wobei vergangene Erwartungsfehler üblicherweise zur Informationsmenge gerechnet werden. Dann könnte mit diesen Variablen die Vorhersage verbessert werden, dieses würde aber den Annahmen der rationalen Erwartungshypothese widersprechen.

Tabelle 3: Autokorrelationsstruktur der Erwartungsfehler der GfK-Befragungsdaten

k	AK	Q-Stat j = 1,...,k	Q-Stat j = 4,...,k	Q-Stat j = 5,...,k
1	0,729	22,900 [0,00]	-	-
2	0,571	37,339 [0,00]	-	-
3	0,514	49,313 [0,00]	-	-
4	0,363	55,479 [0,00]	6,1492 [0,01]	-
5	0,334	60,843 [0,00]	11,504 [0,00]	5,3546 [0,02]
6	0,345	66,737 [0,00]	17,385 [0,00]	11,236 [0,00]
7	0,231	69,451 [0,00]	20,102 [0,00]	13,952 [0,00]
8	0,075	69,743 [0,00]	20,397 [0,00]	14,248 [0,01]

Mit AK_j = Autokorrelationskoeffizient j-ter Ordnung; Standardfehler der Autokorrelationskoeffizienten nach Bartlett = 0,158.

Tabelle 3 zeigt die Autokorrelationskoeffizienten und die Werte der Ljung-Box Q-Statistik.³³ Die Autokorrelationskoeffizienten sind bis zur 7. Ordnung signifikant von Null ver-

³³ Der Ljung-Box-Q-Statistiktest testet die Nullhypothese, daß alle betrachteten Autokorrelationen gleich Null sind ($H_0: \rho_j = 0$ für alle j). Die Werte der Teststatistik ergeben sich aus:

$$Q_{LB} = T \cdot (T+2) \cdot \sum_{j=1, \dots, n} (\rho_j)^2 / (T-j), \quad \text{mit } T = \text{Anzahl der Beobachtungen,}$$

$$\rho_j = \text{j-te Autokorrelation, } n = \text{Anzahl der Lags.}$$

Für die Anwendung des Q_{LB} - bzw. des Box-Pierce-Tests auf Autokorrelation vierter und höherer Ordnung vgl. Batchelor, R. A. (1982), S. 14 ff.

schieden, was durch die Q-Statistiken bestätigt wird.³⁴ Zu beachten ist jedoch, daß der Erwartungshorizont der Befragten, der ein Jahr beträgt, nicht mit dem Datenerhebungsintervall von einem Quartal übereinstimmt. Dadurch können zum Beispiel überraschende Schocks nicht nur zu Erwartungsfehlern in der letzten Prognose, sondern auch zu ähnlichen Fehlern in den Prognosen der vorhergehenden Perioden führen. Das kann Autokorrelation bis zu der maximal 4. Ordnung verursachen. Die so bedingte Autokorrelation rechtfertigt jedoch nicht die Ablehnung der rationalen Erwartungshypothese. Deshalb wird gezielt auch noch die Autokorrelation ab der 4. bzw. der 5. Ordnung mit der Q-Statistik überprüft. Insgesamt zeigt sich auch hier eine signifikante Autokorrelation in den Erwartungsfehlern, weshalb die rationale Erwartungshypothese abgelehnt werden muß.

Tabelle 4: Orthogonalitätstest mit Überprüfung des Erklärungsgehaltes von ausgewählten Informationsvariablen für den Erwartungsfehler

ER ^{a)} = C(1) + C(2)·W4PLHW(-5) + C(3)·GAPIFOGD(-5) + C(4)·W4AWU(-5) ^{b)}					
	Name	Koeffizienten	Standardfehler ^{c)}	t-Statistik ^{c)}	
C(1)	Konstante	1,031224	0,378851	2,721980	
C(2)	W4PLHW(-5)	-0,342907	0,101198	-3,388464	
C(3)	GAPIFOGD(-5)	0,160780	0,030222	5,319958	
C(4)	W4AWU(-5)	-0,081564	0,037152	-2,195427	
Sample	1987:1 - 1996:4				
R2bar	0,502		BG-LM(1)	10,26	[0,00]
F-Statistik	14,10		BG-LM(4)	4,200	[0,01]
Durbin-Watson	0,878		White	1,164	[0,35]

a) ER = W4PLHW - W4PLHWE = Erwartungsfehler

b) W4AWU = nominaler Außenwert gegenüber 18 Industrieländern

c) Newey-West HAC Standardfehler

Um das Ergebnis abzusichern, wird auch noch ein einfacher Test auf Orthogonalität vorgenommen. Dazu wird überprüft, ob zusätzliche öffentlich zugängliche Informationen, die zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung zur Verfügung standen, zur Reduzierung des Erwartungsfehlers beitragen können. Wenn dies der Fall ist, dann muß die rationale Erwartungshypothese abgelehnt werden. Eine relativ einfach gehaltene empirische Analyse offenbart schon, daß die Einbeziehung der vergangenen Werte der Inflationsentwicklung

³⁴ Der Standardfehler der Autokorrelationskoeffizienten, berechnet nach der Methode von Bartlett, beträgt bei 40 Beobachtungen 0,158. Vgl. Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1991), S. 446 ff.

(W4PLHW), des Auslastungsgrades (GAPIFOGD) und der Veränderungen des nominalen Außenwertes (W4AWU) die Erwartungsfehler stark reduziert hätte.³⁵

Die Hypothese der rationalen Erwartungen muß also für die Preiserwartungen der Konsumenten abgelehnt werden, was zu der Frage führt, wie der tatsächliche Erwartungsbildungsprozeß der Konsumenten aussieht. Um dem nachzugehen, sollen einige alternative Erwartungsbildungshypothesen auf Grundlage der GfK-Daten untersucht werden. Die in der Literatur am weitesten verbreiteten Modelle sind das extrapolative, das adaptive und das Return-to-Normality Modell. Die extrapolative Erwartungsbildungshypothese läßt sich in einfacher Form folgendermaßen darstellen:

$$(13) \quad \pi_t^e = \pi_{t-1} + \alpha \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-2}), \quad \text{mit } \alpha > 0$$

Nimmt α den Wert Null an, entspricht dieses Modell dem naiven und für α kleiner Null dem autoregressiven Erwartungsbildungsmodell. Das adaptive Modell einfacher Ordnung ergibt sich zu:

$$(14) \quad \pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \alpha \cdot (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e), \quad \text{mit } \alpha > 0$$

Das Return-to-Normality Modell hat schließlich folgende Form:

$$(15) \quad \pi_t^e = \pi_{t-1} + \alpha \cdot (\pi^n - \pi_{t-1}), \quad \text{mit } \alpha > 0$$

Für das Normalniveau (π^n) der Inflationsrate des Return-to-Normality Ansatzes wird hier, der Argumentation des Abschnittes II.1 folgend, die Preisannahme der Bundesbank gewählt. Alternativ wird das Normalniveau durch den gleitenden Durchschnitt der Inflationsrate über einen bestimmten Zeithorizont approximiert.

Über diese in der Literatur verwendeten Standardansätze hinausgehend können auch noch andere Variablen, die unter Umständen einen Einfluß auf die Erwartungsbildung haben, berücksichtigt werden. Das können z. B. Variablen sein, die der Öffentlichkeit bekannt

³⁵ Vgl. zu den genauen Variablendefinitionen auch den Abschnitt III.1.

sind und für die ein Wirkungs- oder Prognosezusammenhang zur Inflationsentwicklung vermutet wird. In Frage kommen zum einen die schon bei der Bestimmung der Inflations-Output-Gleichung verwendeten Variablen. Zusätzlich werden auch die Geldmengenentwicklung in verschiedenen Abgrenzungen, die Zinsstruktur sowie alternativ für die Importpreise die Wechselkurse in die Analyse einbezogen. Die Auswahl der Variablen ist nicht als vollständig anzusehen, sie sollte aber für eine erste Analyse genügen.

Für die empirische Überprüfung wird zum einen von einem unrestringierten Ansatz, der die oben beschriebenen Erwartungsbildungsmodelle sowie die im vorherigen Absatz aufgeführten zusätzlich relevanten Variablen umfaßt, ausgegangen, wobei dann sukzessive alle irrelevanten Variablen herausgenommen werden.³⁶ Zum anderen werden, jeweils von den einzelnen Erwartungshypothesen ausgehend, diese sukzessive um die bisher unberücksichtigt gebliebenen Komponenten und Variablen erweitert. Für beide Ansätze werden verschiedene Lagspezifikationen überprüft. Sowohl bei der Schätzung des umfassenden Modells als auch bei Schätzung der einzelnen Erwartungsbildungsmodelle erweisen sich die zusätzlichen Erklärungsvariablen als nicht signifikant. Von den verschiedenen Komponenten der Erwartungshypothesen zeigen sich nur die extrapolativen Elemente als statistisch gesichert. Von diesen Ansätzen liefert das Return-to-Normality Modell mit der mittelfristigen Preisannahme der Bundesbank (PZIEL) als Proxy für das Normalniveau den besten Erklärungsgehalt und die statistisch besten Eigenschaften. Das entsprechende Schätzergebnis ist in Tabelle 5 aufgeführt. Die Variable für die erwartete Inflationsrate (W4PLHWE) steht für die aus den GfK-Daten ermittelten Inflationserwartungen in der Periode $t-4$, die für die Periode t gebildet werden. Wird nun angenommen, daß in der Periode $t-4$ die tatsächliche Inflationsrate der laufenden Periode noch nicht bekannt ist, sondern die Wirtschaftssubjekte nur die Inflationsrate der Vorperiode kennen, dann darf die tatsächliche Inflationsrate nur mit mindestens fünffacher Verzögerung in die Gleichung eingehen. Darüber hinaus haben sich weiter verzögerte Inflationsraten nicht als signifikant erwiesen.

Ein Problem bereitet wiederum die Autokorrelation, die deshalb bei der Berechnung der Standardfehler und Kovarianzen berücksichtigt wird. Die Ursache der Autokorrelation

³⁶ Vgl. Gleichungen (13), (14) und (15), jedoch jeweils mit einer detaillierteren Lag-Struktur.

kann in den unterschiedlich langen Erhebungs- und Erwartungshorizonten und/oder in einer nicht vollständigen Erfassung des Erwartungsbildungsprozesses bzw. relevanter Variablen zu finden sein. Der Erklärungsgehalt des Ansatzes ist mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß von 82 % jedoch relativ hoch.

Tabelle 5: Erwartungsbildungsmodell für die Preiserwartungen der Konsumenten

W4PLHWE = (1-C(1))·PZIEL(-4) + C(1)·W4PLHW(-5)					
	Name	Koeffizienten	Standardfehler ^{a)}	t-Statistik ^{a)}	
C(1)	W4PLHW(-5)	0,576429	0,045825	12,57884	
Sample	1987:1 - 1996:4				
R2bar	0,819		BG-LM(1)	21,22	[0,00]
F-Statistik	-		BG-LM(4)	8,763	[0,00]
Durbin-Watson	0,715		White	0,876	[0,43]

a) Newey-West HAC Standardfehler

Von den oben gemachten Vorgaben ausgehend scheint für den betrachteten Untersuchungszeitraum der Return-to-Normality Ansatz das tatsächliche Erwartungsbildungsverhalten des Publikums am besten widerzuspiegeln. Die Wirtschaftssubjekte haben danach ihre Erwartungsbildung in erster Linie extrapolativ ausgerichtet. Die vergangene Inflationsentwicklung geht mit einem Koeffizienten von ca. 0,6 in die Gleichung ein. Darüber hinaus erwarten die Wirtschaftssubjekte aber, daß sich die Preisentwicklung nach einer bestimmten Zeit wieder an das normale Niveau anpaßt. Als gute Proxy-Variable für das Normalniveau erweist sich die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank.³⁷ Die Anpassung der Erwartungen der Wirtschaftssubjekte an diese Preisannahme wird in diesem Modell innerhalb eines Jahres zu fast 90 % abgeschlossen sein.

Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß die Preiserwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte den vorliegenden Ergebnissen nach nicht der rationalen Erwartungshypothese entspricht. Jedoch ist die Erwartungsbildung auch nicht rein extrapolativer Natur, da sie mit der Return-to-Normality Komponente letztendlich vorwärts gerichtet ist. Denn in der lan-

³⁷ Die Glaubwürdigkeit des Preisziels und die Akzeptanz, daß diese Größe mit der langfristig erwarteten Grundinflationsrate bzw. dem "Normalniveau" der Inflationsrate übereinstimmt, kann auch dadurch erklärt werden, daß die entsprechenden Preisniveaus über lange Zeit gesehen gleich verlaufen. Zwar entfernt sich das aus den Preiszielen berechnete Preisniveau zeitweise von dem tatsächlichen Preisniveau, anschließend bewegt es sich aber wieder darauf zu. Bestätigt wird dieser Eindruck durch einen Test auf Ko-integration, der zeigt, daß die Niveauvariablen als kointegriert angesehen werden können.

gen Frist wird die Erwartungsbildung und damit die Inflationsentwicklung entscheidend von den Erwartungen über das "Normalniveau" der Inflation geprägt. Für Deutschland stellt die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank anscheinend eine geeignete Proxy-Variable für diese nur schwer zu quantifizierende Variable dar, was sicher nicht zuletzt auch auf die hohe Glaubwürdigkeit der Bundesbank zurückzuführen ist.

Es ist aber wichtig, noch einmal darauf hinzuweisen, daß die empirischen Analysen auf einem relativ kurzen Zeitraum basieren, der im Grunde nur eine Aufschwung- und eine Abschwungphase umfaßt. Die erzielten Resultate können aber als erste Indizien für die Struktur der Erwartungsbildung und ihre Bedeutung für die Geldpolitik verstanden werden. Besser gesicherte Ergebnisse sind zu erwarten, wenn die Befragungsdaten für den Zeitraum vor 1986 wieder zur Verfügung stehen.

III. Empirische Analyse des Inflations-Output-Zusammenhangs

III.1) Bestimmung der Variablen

Als Preisvariable für die hier vorzunehmende Analyse wird, der Argumentation des Abschnittes II.1 folgend, der Preisindex für die Lebenshaltung verwendet. Den Schätzungen wird der Preisindex der Lebenshaltung für Westdeutschland (PLHW) zugrunde gelegt, da die Preisentwicklung in Ostdeutschland bis Anfang 1994 noch durch zahlreiche Sondereinflüsse, wie z. B. Mietpreis- und Gebührenerhöhungen, stark verzerrt war.³⁸ Danach verlaufen beide Preisindizes fast gleich. Von den verschiedenen zur Verfügung stehenden Indizes wird der Preisindex der Lebenshaltung aller privaten Haushalte verwendet.³⁹

³⁸ Der Preisindex der Lebenshaltung für Gesamtdeutschland steht auch erst ab 1991 zur Verfügung.

³⁹ Der Preisindex der Lebenshaltung wird nach der Laspeyres-Formel mit festen Gewichten berechnet. Deshalb unterliegt dieser Index alle fünf Jahre einem Wechsel des Warenkorbes und teilweise auch der Methodik. Für den Untersuchungszeitraum können deshalb jeweils zum 1.1. der Jahre 1980, 1985 und 1991 statistische Brüche auftreten, die gegebenenfalls bei den Schätzungen zu berücksichtigen sind.

Für den Output-Gap werden auf verschiedene Arten berechnete Größen verwendet, um so zu überprüfen, wie sensitiv die ökonometrischen Ergebnisse auf unterschiedlich ermittelte Output-Gaps reagieren. Zum einen wird die auf Umfrageergebnissen beruhende Kapazitätsauslastung aus dem ifo-Konjunkturtest für das Verarbeitende Gewerbe in Westdeutschland, die um den Auslastungsgrad für das Baugewerbe ergänzt wird, herangezogen (GAPIFOG).⁴⁰ Dabei wird die ifo-Kapazitätsauslastung auf einen Durchschnittswert von Null normiert, um die Vergleichbarkeit mit anderen Output-Gaps sicherzustellen.

Zum anderen wird der Output-Gap als logarithmiertes Verhältnis des realen Bruttoinlandsproduktes (Y) zum realen Produktionspotential (Y*) definiert.

$$(16) \quad \text{gap} = \log(Y / Y^*) \cdot 100$$

Beide Größen sind in Preisen von 1991 berechnet und gelten bis einschließlich dem 2. Quartal 1990 für Westdeutschland und danach für Gesamtdeutschland.⁴¹ Als Produktionspotential wird das Potential nach Berechnungen auf Grundlage des Bundesbankmodells verwendet (GAPBM). Diese Potentialschätzungen beruhen auf einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit den Faktoren Arbeit und Kapital unter Berücksichtigung des technischen Fortschritts. Das Produktionspotential gibt die gesamtwirtschaftliche Leistung an, die sich unter Einbeziehung des technischen Fortschritts mit den jeweils verfügbaren Produktionsfaktoren bei normaler Auslastung erstellen läßt.⁴² Als alternatives Produktionspotential wird zusätzlich ein in eigener Berechnung erstelltes Potential (GAPT0) berücksichtigt. Dazu wird das reale Bruttoinlandsprodukt auf ein Polynom höherer Ordnung des Zeittrends regressiert.⁴³

⁴⁰ Die Auslastungsgrade für das Verarbeitende Gewerbe und das Baugewerbe gehen mit laufenden Gewichten entsprechend den Anteilen am Bruttosozialprodukt in den erweiterten Auslastungsgrad ein. Es wird unterstellt, daß sich der Auslastungsgrad des Bauhauptgewerbes und des Ausbaugewerbes parallel entwickeln.

⁴¹ Der durch die Wiedervereinigung verursachte Bruch in den Zeitreihen ist auf Grund der Verhältnisbildung und des relativ geringen Gewichts Ostdeutschlands vernachlässigbar klein.

⁴² Das Produktionspotential, das in die Geldmengenableitung eingeht, bleibt hier unberücksichtigt, da es nur für Jahres- und nicht für Quartalswerte ermittelt wird. Beide Produktionspotentiale zeigen jedoch eine ähnlichen Verlauf. Allgemein zum Produktionspotential vgl. z. B. Deutsche Bundesbank (1995), S. 41 ff.

⁴³ Die Gleichung für das reale Produktionspotential (POTRT) lautet dann, mit T als Zeittrend und D90396 als Dummy für die Wiedervereinigung:

$$\text{POTRT} = 383,34 + 3,0158 \cdot T - 0,0208 \cdot T^2 + 0,0002 \cdot T^3 + 53,00 \cdot \text{D90396}$$

Tabelle 6: Übersicht über die wichtigsten Variablendefinitionen⁴⁴

Name	Definition
PLHW	Preisindex der Lebenshaltung für Westdeutschland
GAPIFOG	Output-Gap mit Kapazitätsauslastung aus dem ifo-Konjunkturtest für das Verarbeitende Gewerbe und das Baugewerbe
GAPBM	Output-Gap mit Produktionspotential berechnet über eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion
GAPTO	Output-Gap berechnet mit Zeittrend über Polynom 3. Grades
MWSS	Umsatzsteuersatz
MOESSA	Mineralölsteuersatz
PIM	Importpreise insgesamt
PZIEL	Mittelfristige Preisannahme der Bundesbank
W4PLHWE	Mit GfK-Daten berechnete, in Periode t-4 erwartete Inflationsrate für die Periode t

Von den möglichen Preisschocks, die die Preisentwicklung beeinflussen, werden explizit die Importpreise und bestimmte Steuersatzänderungen berücksichtigt. Neben den Einfuhrpreisen insgesamt (PIM) werden auch enger abgegrenzte Einfuhrpreisindizes wie die Einfuhrpreise für Rohstoffe, Halbwaren und Vorerzeugnisse, der HWWA-Gesamtindex der Rohstoffpreise und die Einfuhrpreise für Erdöl- und Mineralölerzeugnisse überprüft. Für die Preisentwicklung von Bedeutung ist insbesondere auch ein Großteil der indirekten Steuern. Einige für die Preisentwicklung relevante Steuern, dazu zählen die Tabak-, die Kraftfahrzeug-, sonstige Verbrauchs- und die Versicherungssteuern, werden wegen ihres im Vergleich zur Umsatz- und Mineralölsteuer relativ geringen Aufkommens und ihrer komplizierten Ausgestaltung nicht berücksichtigt.⁴⁵ Konkret werden die Umsatz- (MWSS) und die Mineralölsteuer (MOESSA) in die Gleichung einbezogen. Diese beiden Steuern hatten ab der Mitte des Untersuchungszeitraums einen Anteil von rund 85 % am Steuerertrag der relevanten indirekten Steuern. In die Schätzgleichung gehen die Veränderungsrate bzw. die absoluten Veränderungen der entsprechenden Steuersätze ein.⁴⁶ Für die

⁴⁴ Ein dem Variablennamen vorangestelltes "W" kennzeichnet eine Veränderungsrate gegenüber dem Vorquartal und ein vorangestelltes "W4" steht für eine Veränderungsrate gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal.

⁴⁵ Die Tabaksteuer hat von diesen Steuern das größte Aufkommen, da sie jedoch eine kombinierte Mengen- und Wertsteuer ist, wäre ihre Modellierung unverhältnismäßig aufwendig.

⁴⁶ Die Veränderungsrate des Umsatzsteuersatzes (WMWSS) berechnet sich als $WMWSS = \log((1+MWSS/100) / (1+MWSS(-1)/100))$.

Umsatzsteuer wird der Regelsatz zugrunde gelegt.⁴⁷ Stellvertretend für die verschiedenen Mineralölsteuersätze wird der Steuersatz für Benzin herangezogen, der entsprechend den Anteilen aus den Steuersätzen für verbleites und unverbleites Benzin berechnet wird.

Für den Fall, daß die Produktivitätsentwicklung in Gleichung (2) - anders als in Abschnitt II.1 argumentiert - nicht vollständig herausfällt bzw. über den Output-Gap miterfaßt wird, wird diese Variable zur Überprüfung zusätzlich gesondert in die Schätzgleichung aufgenommen. Eine Auflistung der Variablen und ihre Definitionen finden sich in Tabelle 6. Die Schätzungen werden mit saisonbereinigten Quartalsdaten durchgeführt.

Tabelle 7: Mittelfristige Preisannahme der Bundesbank von 1975 bis 1998⁴⁸

Jahr	Preisannahme	Jahr	Preisannahme	Jahr	Preisannahme
1975	6,0	1983	3,5	1991	2,0
1976	4,5	1984	3,0	1992	2,0
1977	3,5	1985	2,0	1993	2,0
1978	3,25	1986	2,0	1994	2,0
1979	3,0	1987	2,0	1995	2,0
1980	4,0	1988	2,0	1996	2,0
1981	3,75	1989	2,0	1997	1,75
1982	3,5	1990	2,0	1998	1,75

Die für die Analysen verwendete Preisannahme der Bundesbank entspricht von 1975 bis einschließlich 1984 der von der Bundesbank für die Bestimmung des Geldmengenziels verwendeten "unvermeidbaren" Preissteigerungsrate. Diese "unvermeidbare" Preissteigerungsrate ist für diesen Zeitraum nicht als langfristige gewünschte Preisnorm der Bundesbank sondern eher als pragmatische und erreichbare Zielvorgabe für das betreffende Jahr zu interpretieren. Ende 1984 ist die von der Bundesbank für die Ableitung der Geldmengen-

Denn es gilt: $\pi = \log(P/P(-1)) = \log((P^N \cdot (1+MWSS/100)) / (P^N(-1) \cdot (1+MWSS(-1)/100)))$
 $= \log(P^N / P^N(-1)) + \log((1+MWSS/100) / (1+MWSS(-1)/100))$
 $= \pi^N + WMWSS,$
wobei P^N die Nettopreise, d. h. die Preise ohne Mehrwertsteuer sind.

⁴⁷ Bis auf die Steuersatzänderung am 1.1.1993 veränderte sich der ermäßigte Satz im gleichen Verhältnis wie der normale Satz.

⁴⁸ Vgl. dazu verschiedene Jahrgänge der Monatsberichte und der Geschäftsberichte der Deutschen Bundesbank.

ziele verwendete Preisnorm als die in der mittleren Frist maximal zu tolerierende Inflationsrate definiert und kann damit auch als langfristige Preisnorm aufgefaßt werden. Die Preisannahme der Bundesbank ist in der Tabelle 7 dargestellt.

Bevor die Schätzungen durchgeführt werden können, sind die Variablen noch auf ihren Integrationsgrad zu untersuchen. Nur wenn die verwendeten Zeitreihen stationär, d. h. vom Integrationsgrad Null sind, können die Schätzungen mit der OLS-Methode und gegebenenfalls mit Instrumentenvariablenmethoden durchgeführt werden, ohne daß befürchtet werden muß, aus diesem Grund verzerrte Schätzwerte der Koeffizienten und verzerrte Teststatistiken zu erhalten oder Scheinkorrelationen auszuweisen.

Für die Überprüfung der Stationarität wird der KPSS-Test herangezogen.⁴⁹ Der KPSS-Test geht anders als der Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) und der Phillips-Perron-Test (PP-Test) von der Nullhypothese der Stationarität der zu beobachtenden Zeitreihe aus.⁵⁰ Der ADF- und der PP-Test überprüfen die Nullhypothese, daß die Variable nichtstationär ist, und favorisieren im Gegensatz zum KPSS-Test die Nicht-Stationarität, da bei diesen Tests die Nullhypothese der Nicht-Stationarität aufgrund der geringen Güte dieser Tests in kleinen Stichproben bekanntlich zu selten abgelehnt wird.

Für die in Tabelle 8 dargestellten Ergebnisse des KPSS-Tests wurde der Abschneideparameter des Bartlett-Fensters auf den Wert 8 festgesetzt. Kwiatkowski u. a. haben diesen Wert als Kompromiß vorgeschlagen, da bei einem kleinem Abschneideparameter Verzerrungen auftreten, die zu einem zu häufigen Ablehnen der Nullhypothese führen, während bei zu großem Abschneideparameter die Güte der Tests zu gering ist und die Alternativhypothese zu selten angenommen wird. Die Tabelle zeigt, daß die Nullhypothese der Stationarität bei einem Signifikanzniveau von 10 % für alle Variablen nicht abgelehnt werden kann. Die nicht gesondert aufgeführten Ergebnisse des ADF- und PP-Tests sprechen ebenfalls nicht generell gegen die Stationarität der Zeitreihen, sie sind jedoch nicht so eindeutig wie der KPSS-Test. Unabhängig von diesen Testergebnissen können auf

⁴⁹ Vgl. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. und Shin, Y. (1992). Zur empirischen Überprüfung werden Programme verwendet, die von H.-J. Hansen und M. Scharnagl in der Hauptabteilung Volkswirtschaft der Bundesbank erstellt worden sind.

⁵⁰ Vgl. z. B. Maddala, G. S. (1992), 581 ff., MacKinnon, J. G. (1991) sowie Phillips P.C.B. u. Perron P. (1988).

jeden Fall theoretische Gründe dafür angeführt werden, alle Variablen als stationäre Zeitreihen zu unterstellen.

Tabelle 8: KPSS-Test auf Integrationsgrad der Variablen⁵¹

Variable	KPSS-Test
WPLHW	0,2711
WPIM	0,2332
GAPBM	0,1059
GAPIFOG	0,3366
GAPT0	0,1182
W4PLHW	0,2957
W4PIM	0,2819

III.2) Der Inflations-Output-Zusammenhang mit aus Befragungsdaten ermittelten Inflationserwartungen

Mit den im Abschnitt II.2 berechneten Erwartungen läßt sich nun direkt die Inflations-Output-Gleichung unter expliziter Berücksichtigung direkt gemessener Inflationserwartungen schätzen. Als Ausgangspunkt der Schätzung dient die Gleichung (5). Es werden der Argumentation des ersten Abschnittes des vorherigen Kapitels folgend sowohl Leads als auch Lags der endogenen Variablen berücksichtigt. Da sich die Erwartungsvariable auf einen Horizont von einem Jahr bezieht, werden die Schätzungen nur in Differenzen gegenüber dem vergleichbaren Vorjahresquartal und nicht gegenüber dem Vorquartal durchgeführt. Dadurch wird ein unter Umständen problematisches "Herunterbrechen" der Erwartungswerte auf Quartalswerte vermieden.

⁵¹ Die asymptotischen kritischen Werte lauten 0,347 (10 v. H.), 0,463 (5 v. H.) und 0,739 (1 v. H.), in Klammern sind die Irrtumswahrscheinlichkeiten angegeben. Der Schätzzeitraum beginnt 1976 und endet 1996. Der Abschneideparameter des Bartlett-Fensters hat den Wert 8. Für die Variablenbezeichnungen vgl. Tabelle 1. Die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank und die Variablen für die Steuersätze sind exogen gesetzte Variablen, die in Sprüngen verlaufen und als stationär angenommen werden können.

Der Schätzzeitraum verkürzt sich wegen der oben diskutierten Datenprobleme auf den Zeitraum vom 1. Quartal 1986 bis zum 4. Quartal 1996. Er ist jedoch mit 44 Quartalen für erste Untersuchungen als immer noch ausreichend groß anzusehen. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist mit 97,0 % relativ hoch und die übrigen Teststatistiken sind ebenfalls mit nur einer Ausnahme als zufriedenstellend einzuschätzen. Die Analyse der Residuen erbringt Hinweise auf Autokorrelation 3. und 4. Ordnung, die wahrscheinlich nicht auf Spezifikationsfehler, sondern eher auf die gewählte Differenzenbildung zurückzuführen sind.⁵² Deshalb werden, um interpretierbare t- und F-Statistiken zu bekommen, die Berechnungen mit einer mit der Methode von Newey-West korrigierten Kovarianz-Matrix vorgenommen. Ein weiteres Problem kann durch Meßfehler in der Erwartungsvariablen auftreten, die z. B. durch die Stichprobenauswahl oder die Quantifizierungsprozedur bedingt sein können. Die OLS-Schätzungen können dann gegebenenfalls verzerrt und inkonsistent sein. Jedoch tragen der große Stichprobenumfang der GfK-Befragung, die Einbeziehung der Einschätzung der Befragten über die vergangene Entwicklung, die Unterteilung in fünf Antwortkategorien und die Berücksichtigung der Antwortkategorie "weiß nicht" zu einer Reduzierung des Problems bei.⁵³ Dennoch wird zur Kontrolle eine IV-Schätzung mit den unverzögerten unabhängigen und den verzögerten unabhängigen und abhängigen Variablen als Instrumente durchgeführt. Es zeigen sich jedoch nur marginale Unterschiede zur OLS-Schätzung.

Zur Überprüfung der Stabilität werden rekursive Schätzungen vorgenommen. Die Koeffizienten werden rekursiv ermittelt, indem die entsprechende Funktion ausgehend vom Beginn der Schätzperiode mit sukzessive immer größer werdenden Zeiträumen neu geschätzt wird. Strukturbrüche bzw. Instabilitäten lassen sich dann daran erkennen, daß ein oder mehrere Sprünge bei den Koeffizienten auftreten oder die Koeffizienten nicht gegen einen bestimmten Wert konvergieren. Alle Koeffizienten zeigen sowohl in der vorwärts- als auch in der rückwärtsgerichteten Berechnung einen relativ stetigen Verlauf ohne größere Strukturbrüche an.

⁵² Vgl. dazu Kapitel III.3.

⁵³ Vgl. Fluri, R. u. Spöndli, E. (1987), S. 163 ff., Oppenländer, K.-H. (1996), S. 122 ff. und für eine empirische Untersuchung dazu Batchelor, R. A. (1986).

Tabelle 9: Inflations-Output-Gleichung mit Befragungsdaten⁵⁴

$W4PLHW = (1-C(2)) \cdot W4PLHWE(4) + C(2) \cdot (W4PLHW(-1)) + C(3) \cdot GAPIFOGD(-1) + C(4) \cdot W4PIM + C(5) \cdot W4MOESSA$				
	Name	Koeffizienten	Standardfehler ^{a)}	t-Statistik ^{a)}
C(2)	W4PLHW(-1)	0,569619	0,071654	7,949606
C(3)	GAPIFOGD(-1)	0,031898	0,007854	4,061394
C(4)	W4PIM	0,037620	0,003640	10,33582
C(5)	W4MOESSA	0,026783	0,005459	4,906491
Sample	1986:1 - 1996:4			
R2bar	0,970		BG-LM(1)	3,231 [0,08]
F-Statistik	467,0		BG-LM(4)	3,738 [0,01]
Durbin-Watson	1,487		White	1,005 [0,49]

a) Newey-West HAC Standardfehler

Die Koeffizienten haben alle eine plausible Größenordnung und sind gut gegen Null gesichert. Da in dem verkürzten Schätzzeitraum ab 1986 nur eine Umsatzsteuererhöhung stattgefunden hat und die entsprechende Variable deshalb nur wie eine einfache Dummy-Variable wirken würde, bleibt die Mehrwertsteuervariable unberücksichtigt. Von den möglichen sonstigen oben beschriebenen exogenen Preisschocks erweisen sich der Importpreisindex in der weitesten Definition und die Variable für die Veränderungen des Mineralölsteuersatzes als relevant. Von den verschiedenen berechneten Output-Gaps werden die besten Ergebnisse mit dem auf Basis des ifo-Auslastungsgrades ermittelten Output-Gap erzielt. Dabei wird nach Überprüfung verschiedener Lag-Strukturen ein mit abnehmenden Gewichten gewogener Durchschnitt der letzten vier Quartale verwendet (GAPIFOGD).

Die Lag-Lead-Struktur der endogenen Variablen erweist sich auch nach systematischer Überprüfung verschiedener Varianten im Vergleich zu dem theoretischen Modell von Fuhrer und Moore als relativ einfach, was unter den datentechnischen Gegebenheiten aber nicht unbedingt überrascht. Die wesentlichen Komponenten des theoretischen Modells sind aber enthalten. Die aus theoretischen Gründen auferlegte Restriktion der Koeffizienten der Erwartungsvariablen und endogenen gelagerten Variablen auf den Wert Eins wird ebenfalls untersucht. Dazu wird die Gleichung unrestringiert geschätzt und anschließend wird mit

⁵⁴ Mit $GAPIFOGD = 0,31 \cdot GAPIFOG + 0,27 \cdot GAPIFOG(-1) + 0,23 \cdot GAPIFOG(-2) + 0,19 \cdot GAPIFOG(-3)$.

einem Wald-Test die Nullhypothese einer Restriktion der Koeffizienten auf Eins überprüft. Als Ergebnis zeigt sich, daß die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

Ein interessanter Punkt ist, daß auch bei expliziter Berücksichtigung vorwärtsgerichteter Erwartungen die gelagte Inflationsrate einen Einfluß hat. Damit ist eine gewisse Persistenz in der Inflationsentwicklung auf jeden Fall gegeben, was für die Durchführung der Geldpolitik nicht ohne Bedeutung ist. Wie stark dieses Element insgesamt ist, kann jedoch erst beurteilt werden, wenn die hinter dem Erwartungsbildungsprozeß stehende Dynamik mit in die Analyse einbezogen wird. Dazu kann der Preiserwartungsterm in der Inflations-Output-Gleichung der Tabelle 9 nun durch das im vorherigen Kapitel geschätzte Erwartungsbildungsmodell ersetzt werden, indem die Gleichung der Tabelle 5 in die Gleichung der Tabelle 9 eingesetzt wird. Die Gleichung für das Erwartungsbildungsmodell der Preiserwartungen der Konsumenten

$$(17) \quad W4PLHWE = 0,4234 \cdot PZIEL(-4) + 0,5764 \cdot W4PLHW(-5)$$

eingesetzt in die Inflations-Output-Gleichung mit Befragungsdaten (Tabelle 9)

$$(18) \quad W4PLHW = 0,4304 \cdot W4PLHWE(4) + 0,5696 \cdot W4PLHW(-1) + f(X)$$

mit $X = (GAPIFOGD(-1), W4PIM, W4MOESSA)$

ergibt dann

$$(19) \quad W4PLHW = 0,1823 \cdot PZIEL + 0,8177 \cdot W4PLHW(-1) + f(X).$$

Unter der Annahme, daß das Erwartungsbildungsmodell (Gleichung (17)) die tatsächliche Erwartungsbildung von der Tendenz her richtig erfaßt, ist die Persistenz in der Inflationsentwicklung als relativ hoch einzuschätzen.

Festzuhalten bleibt soweit, daß sich bei Einbeziehung der direkt gemessenen Erwartungen ein stabiler Zusammenhang zwischen Inflation und Output-Gap mit einer relativ hohen Inflationspersistenz ergibt. Die Ergebnisse sind jedoch wegen des verhältnismäßig kurzen Schätzzeitraumes unter Vorbehalt zu sehen. Aus diesem Grund soll eine weitergehende

Analyse der Gleichung und eine ausführlichere Interpretation der Koeffizienten im Vergleich mit einer auf einem längeren Schätzzeitraum beruhenden Inflations-Output-Gleichung durchgeführt werden. Dazu werden im nächsten Abschnitt die direkt ermittelten Inflationserwartungen in der Inflations-Output-Gleichung durch das im vorherigen Kapitel auf Grundlage dieser Inflationserwartungen abgeleitete Erwartungsbildungsmodell ersetzt, wobei die Erwartungsparameter dann aber auf indirektem Wege geschätzt werden. Dadurch kann zum einen der Schätzzeitraum wesentlich verlängert werden und zum anderen ist mit diesem Vorgehen eine weitere indirekte Überprüfung des unterstellten Erwartungsbildungsprozesses verbunden. Darüber hinaus sind dann auch Schätzungen in Vorquartalsdifferenzen, die unter Umständen empirisch vorteilhafter sein können, möglich.

III.3) Der Inflations-Output-Zusammenhang mit modifizierten extrapolativen Inflationserwartungen

Ausgangspunkt der folgenden empirischen Überprüfung ist die Gleichung (2). Anstelle der direkt gemessenen Inflationserwartungen wird jetzt aber die in Abschnitt II.3 ermittelte modifizierte extrapolative Erwartungsbildungshypothese, die eine graduelle Anpassung der Erwartungen an eine Grundinflationsrate π^* unterstellt, in allgemeiner Form, d. h. ohne Vorgabe von Koeffizientenwerten, in die Inflations-Output-Gleichung aufgenommen. Die Grundinflationsrate π^* wird dabei als die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank, dargestellt in der Tabelle 7, spezifiziert (PZIEL). Die Erwartungsparameter werden dann, mit Ausnahme der in Gleichung (3) vorgegebenen Restriktion, frei geschätzt und können mit den aus den GfK-Inflationserwartungen ermittelten Parametern des Erwartungsbildungsmodells verglichen werden. Alternativ werden auch die anderen oben vorgestellten Erwartungsbildungsmodelle überprüft. Die folgenden Ausführungen beziehen sich zunächst auf die Schätzungen in Differenzen gegenüber dem Vorquartal.⁵⁵ Im Anschluß daran werden die Ergebnisse für die Berechnungen in Differenzen gegenüber dem Vorjahresquartal präsentiert, um auch einen direkten Vergleich der Koeffizienten mit den Schätzungen des vorherigen Abschnitts zu ermöglichen.

⁵⁵ Die Preisannahme wird dazu über die 4. Wurzel auf Quartalsbasis umgerechnet (PZIELQ).

Der Schätzzeitraum beginnt im 1. Quartal 1976 und reicht bis zum 4. Quartal 1996. Der Untersuchungszeitraum umfaßt 84 Quartale und verdoppelt sich damit gegenüber den vorherigen Untersuchungen. Das erste Quartal 1976 wird als Startzeitpunkt gewählt, weil Anfang 1975, nach dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems im März 1973, der Übergang zum flexiblen Wechselkurssystem und die damit verbundenen Anpassungsprozesse als abgeschlossen betrachtet werden können. Da mehrfach gelagte Variablen in den Schätzgleichungen auftreten können, beginnen die Schätzungen erst 1976. Der Untersuchungszeitraum deckt damit ungefähr zwei vollständige Konjunkturzyklen in Deutschland ab. Das Modell wird mit Quartalsdaten geschätzt und die Daten sind saisonbereinigt.

Die Schätzungen werden mit der OLS-Methode durchgeführt. Ein Instrumentenvariablen-schätzer (IV-Schätzer) ist jedoch anzuwenden, wenn auch der kontemporäre Output-Gap in die Gleichung mit eingeht, denn der unverzögerte Output-Gap kann nicht unbedingt als schwach exogen angesehen werden. Die IV-Schätzung führt jedoch nur zu geringfügig anderen Ergebnissen.⁵⁶

Von den verschiedenen extrapolativen bzw. adaptiven Erwartungshypothesen erwies sich das im vorherigen Abschnitt besprochene modifizierte extrapolative Erwartungsbildungsmodell als am besten geeignet, die Preisentwicklung wiederzugeben. Die Tabelle 10 zeigt, daß der Erklärungsgehalt der mit dieser Erwartungshypothese geschätzten Inflations-Output-Beziehung mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß von 78,8 % für eine in ersten Differenzen geschätzte Funktion gut ist. Die Koeffizienten haben die theoretisch erwarteten Vorzeichen und plausible Größenordnungen. Die Teststatistiken fallen ebenfalls sehr zufriedenstellend aus. Nur der White-Heteroskedastizität-Test ohne cross-terms, der wegen der höheren Anzahl der Freiheitsgrade zusätzlich zu dem White-Test mit cross-terms herangezogen wird, weist auf Heteroskedastizität hin. Heteroskedastizität führt unter den üblichen Annahmen zu unverzerrt, aber ineffizient geschätzten Koeffizienten und zu verzerrt geschätzten Standardfehlern. Deshalb wurde die Schätzung zusätzlich mit der

⁵⁶ Als Instrumente werden zusätzlich zu den verzögerten Output-Gaps und den übrigen prädeteterminierten Variablen der Preisgleichung die mehrfach gelagten langfristigen Zinsen und realen Außenwerte berücksichtigt. Die Relevanz der beiden zuletzt genannten Variablen ergibt sich, wenn man die Preisgleichung im Kontext eines kleinen Makromodells mit Zins-, Output- und Wechselkursgleichung sieht.

White-Korrektur für Heteroskedastizität, die für eine konsistente Bestimmung der Kovarianz-Matrix und für korrigierte t-Werte sorgt, durchgeführt.⁵⁷ Es stellen sich jedoch sehr ähnliche Ergebnisse für die Prüfstatistiken ein.

Tabelle 10: Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen⁵⁸

WPLHW = PZIELQ · (1 - C(2) - C(3)) + C(2) · WPLHW(-1) + C(3) · WPLHW(-3) + C(4) · GAPIFOGD(-1) + C(5) · WPIM + C(6) · WMWSS + C(7) · WMOESSA				
	Name	Koeffizienten	Standardfehler	t-Statistik
C(2)	WPLHW(-1)	0,266466	0,071266	3,739018
C(3)	WPLHW(-3)	0,285866	0,072451	3,945652
C(4)	GAPIFOGD(-1)	0,023179	0,005792	4,002055
C(5)	WPIM	0,080750	0,011970	6,745946
C(6)	WMWSS	0,458647	0,075998	6,034947
C(7)	WMOESSA	0,031404	0,007819	4,016240
Sample	1976:1 - 1996:4			
R2bar	0,788		BG-LM(1)	3,240 [0,08]
F-Statistik	62,76		BG-LM(4)	0,839 [0,51]
Durbin-Watson	2,284		White	1,400 [0,14]

Für alle genannten Abgrenzungen des Produktionspotentials kann ein Einfluß auf die Preisentwicklung nachgewiesen werden. Die Überprüfung von verschiedenen Lag-Spezifikationen zeigt die besten Ergebnisse, wenn ein mit abnehmenden Gewichten gewogener Durchschnitt der letzten vier Quartale verwendet wird (GAPIFOGD). Die Unterschiede zu den anderen Lag-Spezifikationen sind jedoch relativ geringfügig. Der entsprechende Kurzfristkoeffizient beträgt dann 0,0232. Anschaulicher ist jedoch der langfristige Koeffizient, der hochgerechnet auf eine Jahresinflationsrate und je nach Potentialabgrenzung und Anzahl der berücksichtigten Lags zwischen 0,2 und 0,3 liegt. Für die in der Tabelle 10 aufgeführte Spezifikation nimmt er den Wert 0,23 an.

Die Persistenz in der Inflationsentwicklung, die durch die gelagte endogene Variable abgebildet wird, führt dazu, daß Anpassungen nach einem Jahr zu knapp über 50 % vollzogen

⁵⁷ Vgl. Maddala, G. S. (1992), S. 209 ff. und White, H. (1980).

⁵⁸ Mit PZIELQ = auf Quartalsbasis herruntergerechnete Preisannahme und GAPIFOGD = 0,31 * GAPIFOG + 0,27 * GAPIFOG(-1) + 0,23 * GAPIFOG(-2) + 0,19 * GAPIFOG(-3).

sind. Nach zwei Jahren beträgt die Anpassung über 85 % und kann damit fast als abgeschlossen angesehen werden.

Von den in Abschnitt III.1. beschriebenen Variablen für die sonstigen Preisschocks erweisen sich sowohl die Veränderungsrate der Umsatz- (WMWSS) als auch die Veränderung der Mineralölsteuersätze (WMOESSA) als statistisch gesichert. Eine Umsatzsteuersatzänderung um einen Prozentpunkt führt danach maximal zu einer Zunahme der Jahresinflationsrate von 0,76 Prozentpunkte. Der gesamte Effekt auf das Preisniveau beträgt ungefähr ein Prozent. Hier wäre jedoch zu erwarten, daß dieser Effekt kleiner als Eins ist, da nicht alle Güter, die im Warenkorb der Lebenshaltungspreise enthalten sind, umsatzsteuerpflichtig sind. Der Gesamteffekt kann jedoch größer ausfallen, wenn Unternehmen Umsatzsteuererhebungen für versteckte Preiserhöhungen ausnutzen und/oder wenn durch diese Variable, die über den Untersuchungszeitraum nur zu vier Zeitpunkten einen Wert unterschiedlich von Null annimmt, u. U. sonstige zu diesen Zeitpunkten geltende Einflüsse miterfaßt werden. Für die unterschiedliche Veränderung des normalen und des ermäßigten Steuersatzes am 1.1.1993 wurde ein Dummy gesetzt, der sich aber nicht als signifikant erwies. Der langfristige Effekt einer Erhöhung der Mineralölsteuer von einem Pfennig auf das Preisniveau beträgt 0,07 Prozentpunkte und liegt damit in einer plausiblen Größenordnung, wenn die absolute Höhe der Mineralölsteuer und der Anteil der Mineralölprodukte am Warenkorb (ca. 4 %) berücksichtigt werden.⁵⁹

Des weiteren zeigt sich auch die Variable für die Veränderungsrate der Importpreise insgesamt (WPIM) als statistisch gesichert. Der entsprechende Langfristkoeffizient von knapp 0,2 bezogen auf die Jahresinflationsrate liegt in einer plausiblen Größenordnung. Die oben erwähnten enger abgegrenzten Importpreise sind ebenfalls signifikant, führen aber zu etwas schlechteren statistischen Ergebnissen.

Die Produktivitätsvariable, definiert als Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts je Erwerbstätigenstunde, erweist sich als nicht signifikant. Die alle fünf Jahre vorgenom-

⁵⁹ Auch indirekte Wirkungen, z. B. über Vorleistungen indirekt in die Lebenshaltungspreise eingehende steuerbedingte Kostenerhöhungen, können einen Einfluß auf die Höhe des Gesamteffektes haben.

menen Anpassungen des Warenkorb des Lebenshaltungsindex haben ebenfalls keine Konsequenzen für die Schätzungen.

Für die empirische Beurteilung der Funktion und die weitergehende Analyse der Zusammenhänge ist die Überprüfung der Stabilität der Funktion von besonderem Interesse. Von den verschiedenen zur Verfügung stehenden Verfahren hat sich in der empirischen Praxis insbesondere die rekursive Berechnung der Koeffizienten als geeignete Methode erwiesen. Darüber hinaus wird aber auch noch ein rekursiver Chow-Breakpoint-Test durchgeführt.

Die rekursiv berechneten Koeffizienten sind in den Abbildungen 5 und 6 dargestellt. Die Schaubilder zeigen, daß die Koeffizienten im Zeitablauf relativ stabil sind und auf keinen großen Strukturbruch hinweisen. Nur zu Beginn des Untersuchungszeitraumes treten größere Schwankungen auf, die in der Regel auf die zu Anfang noch zu kurzen Stützperioden zurückgeführt werden können. Die Abnahme des Koeffizienten der einmal gelagten endogenen Variablen ab 1990 wird durch eine Zunahme des anderen Anpassungskoeffizienten teilweise ausgeglichen (Abb. 5). Zusammengenommen bewegen sich beide Koeffizienten um 0,57. Der Koeffizient des Output-Gap erweist sich als sehr stabil. Für den Koeffizienten der Importpreise ergibt sich im Zeitablauf eine leichte Zunahme. Der Parameter des Mineralölsteuersatzes weist kleinere Sprünge auf, die darauf zurückzuführen sind, daß diese Variable nur zu wenigen Zeitpunkten einen von Null verschiedenen Wert annimmt und zu diesen Zeitpunkten dann Sprünge auftreten können (Abb. 6).

Die zur Kontrolle ermittelten Ergebnisse der rückwärtsgerechneten rekursiven Schätzung, bei der ausgehend vom Ende des Untersuchungszeitraumes die Schätzungen sukzessive immer weiter zurückreichend berechnet werden, zeigen insbesondere beim Umsatzsteuersatz etwas mehr Variation an, bestätigen aber ansonsten die Ergebnisse.

Abb. 5: Rekursive Koeffizienten der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen

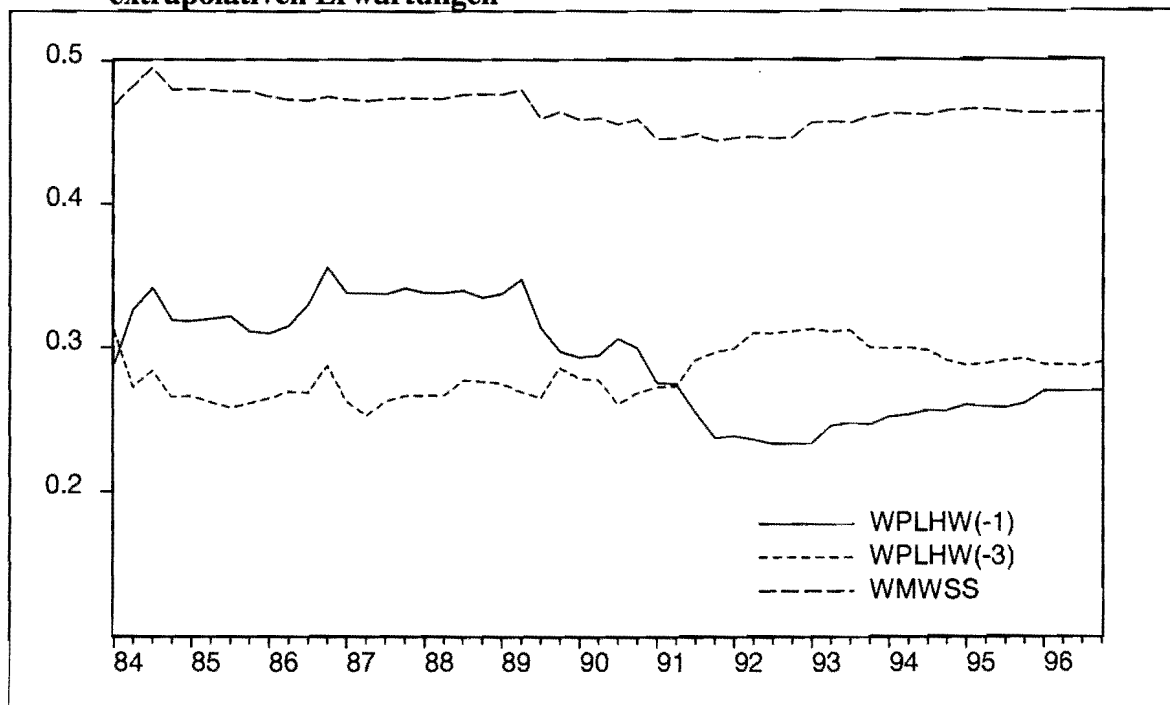
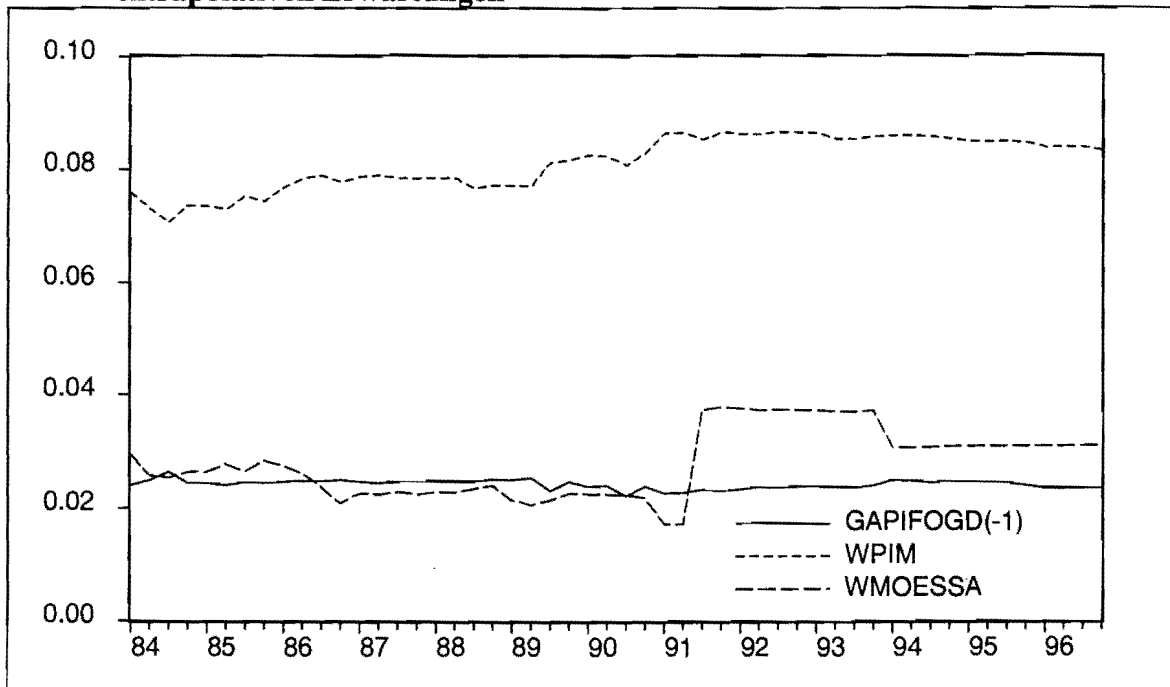


Abb. 6: Rekursive Koeffizienten der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen



Als nächstes wird die Entwicklung der Parameter im Zeitablauf betrachtet. Dazu wird eine gleitende Schätzung der in Tabelle 10 dargestellten Funktion über jeweils 10 Jahre vorgenommen. Die Schätzungen starten im 1. Quartal 1972 und umfassen jeweils 40 Quartale. Damit wird beabsichtigt, einen Kompromiß zwischen der Güte der Schätzungen, die in der Regel mit der Anzahl der Beobachtungen steigt, und der Anzahl der gleitenden Koeffizientenwerte zu erzielen. Die Ergebnisse der rekursiven Schätzungen werden generell bestätigt. Die Zunahme des Koeffizienten der Importpreise ist jedoch deutlicher und spiegelt damit den zunehmenden Importanteil am BIP über den gesamten Untersuchungszeitraum wider. Die Inflations-Output-Gleichung basiert damit auch für verkürzte Schätzzeiträume und über verschiedene Teilperioden auf stabilen Koeffizienten.

Abschließend wird der Chow-Breakpoint-Test angewendet.⁶⁰ Die Nullhypothese, daß kein Strukturbruch vorliegt, kann für den Zeitraum zwischen 1981 und 1992 nicht verworfen werden.

Ergänzend zu der Berechnung in Quartalsdifferenzen wird der Inflations-Output-Zusammenhang noch für die Gleichung in Differenzen gegenüber dem vergleichbaren Vorjahresquartal überprüft. Tabelle 11 zeigt die entsprechenden Schätzergebnisse. Von den verschiedenen überprüften Erwartungsbildungshypothesen erweist sich auch hier der Ansatz mit einer graduellen Anpassung an die Grundinflation, die durch die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank approximiert wird, als am besten geeignet. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß erreicht einen Wert von 0,95. Die übrigen Teststatistiken sind ebenfalls relativ gut und zeigen als Problem nur ein gewisses Maß an Autokorrelation an, die durch eine Newey-West-Korrektur berücksichtigt wird. Die Newey-West-Korrektur beachtet zusätzlich zur Heteroskedastizität auch Autokorrelation bei der Bestimmung einer konsistenten Kovarianz-Matrix. Die Autokorrelation ist wahrscheinlich auf die Schätzung in Vorjahresraten zurückzuführen. Eine Schätzung mit nicht-saisonbereinigten Werten

⁶⁰ Beim Chow-Breakpoint-Test wird der Untersuchungszeitraum an der vermuteten Strukturbruchstelle in zwei Zeiträume unterteilt und die Funktion für beide Zeiträume getrennt geschätzt. Die sich daraus ergebenden unrestringierten Summen der quadrierten Residuen werden dann mit der Summe der quadrierten Residuen der Schätzung für den gesamten Zeitraum verglichen. Anhand eines F- und LR-Tests wird dann entschieden, ob die Nullhypothese, es liegt kein Strukturbruch vor, d. h. die Koeffizienten für die Teilschätzungen sind identisch, abgelehnt werden muß. Diese Tests werden sukzessive für alle möglichen Zeitpunkte durchgeführt. Vgl. Maddala, G. S. (1992), S. 156 ff.

schwächt das Problem nicht ab, so daß die Saisonbereinigung vermutlich als Ursache ausgeschlossen werden kann.

Tabelle 11: Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen in Differenzen gegenüber dem Vorjahresquartal

W4PLHW = PZIEL·(1-C(2))+C(2)·W4PLHW(-1) +C(3)·GAPIFOGD(-1) +C(4)·W4PIM +C(5)·W4MWSS +C(6)·W4MOESSA				
	Name	Koeffizienten	Standardfehler ^{a)}	t-Statistik ^{a)}
C(2)	W4PLHW(-1)	0,782574	0,044336	17,65118
C(3)	GAPIFOGD(-1)	0,042001	0,009438	4,450279
C(4)	W4PIM	0,039655	0,006707	5,912760
C(5)	W4MWSS	0,149453	0,094797	1,576568
C(6)	W4MOESSA	0,017431	0,007853	2,219608
Sample	1976:1 - 1996:4			
R2bar	0,951		BG-LM(1)	2,427 [0,12]
F-Statistik	407,6		BG-LM(4)	4,148 [0,01]
Durbin-Watson	1,666		White	0,998 [0,49]

a) Newey-West HAC Standardfehler

Die Ergebnisse für die Berechnungen in den ersten Differenzen werden generell bestätigt. Nur der langfristige Effekt einer Umsatzsteuererhöhung von einem Prozentpunkt fällt mit einem Preisniveaustieg von unter 0,9 Prozentpunkten geringfügig kleiner aus. Die Anpassungsprozesse verlaufen mit Ausnahme der ersten drei Quartale, in denen die Anpassung für die Schätzung in ersten Differenzen etwas geringer ist, gleich. Ansonsten entsprechen die Koeffizienten denen der Schätzung in einfachen Differenzen. Der Langfristparameter des Output-Gaps liegt bei 0,21. Die rekursiven und gleitenden Schätzungen zeigen bei den Anpassungskoeffizienten geringere und beim Output-Gap und den Steuersätzen eine etwas höhere Variabilität an. Der Koeffizient der Importpreise steigt, wie in der ersten Schätzung, leicht an. Die Ergebnisse der Chow-Breakpoint Tests sind etwas schlechter als im Fall für einfache Differenzen, jedoch kann kein signifikanter Hinweis auf einen Strukturbruch gefunden werden.

Abschließend soll ein Vergleich der Ergebnisse dieser Schätzungen (Tabelle 10 und 11) mit denen, die auf Basis der direkt gemessenen Inflationserwartungen (Tabelle 9) durchgeführt wurden, vorgenommen werden. Dabei zeigt sich, daß das korrigierte Bestimmtheits-

maß der Schätzung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen nur circa zwei Prozentpunkte geringer ist als die Schätzungen mit den direkt gemessenen Inflationserwartungen. Das Resultat bestätigt sich auch, wenn der Vergleichbarkeit wegen für die Schätzung der Gleichung der Tabelle 11 der gleiche Schätzzeitraum von 1986 bis 1996 zugrunde gelegt wird.⁶¹ Dieses kann als erster Hinweis darauf gesehen werden, daß der postulierte Erwartungsbildungsprozeß (Return-to-Normality Modell) den tatsächlichen Prozeß relativ genau approximiert.

Die langfristigen Koeffizienten der Schätzung mit den direkt gemessenen Inflationserwartungen (Tabelle 9) des vorherigen Abschnittes scheinen auf den ersten Blick geringer als in den Schätzungen der Tabelle 10 und 11 zu sein. Dieser Eindruck korrigiert sich aber, wenn die hinter der Erwartungsvariablen stehende Dynamik des Erwartungsbildungsprozesses explizit berücksichtigt wird, wie aus der Gleichung (19) zu sehen ist. Die sich unter expliziter Berücksichtigung der in Abschnitt II.3 geschätzten Dynamik des Preiserwartungsbildungsprozesses ergebenden Langfristkoeffizienten der Inflation-Output-Beziehung der Tabelle 9 sind dann von etwa gleicher Größenordnung wie die entsprechenden Langfristkoeffizienten der Tabellen 10 und 11. Damit sind dann auch die in diesem Abschnitt gemachten Ausführungen bezüglich der Interpretation der Koeffizienten auf die Inflation-Output-Gleichung mit direkt gemessenen Inflationserwartungen übertragbar.

Die Inflation-Output-Gleichung mit Befragungsdaten läßt sich also unter Berücksichtigung des geschätzten Erwartungsbildungsmodells in die Inflation-Output-Gleichung mit den modifizierten extrapolativen Erwartungen (Return-to-Normality Modell) überführen. Auf unterschiedliche Art berechnet, zum einen über direkt gemessene Inflationserwartungen und zum anderen über die Überprüfung verschiedener Erwartungshypothesen über eine längere Stützperiode, zeigt sich das gleiche Erwartungsbildungsmodell als relevant. Das in diesem Abschnitt geschätzte Inflation-Output-Modell scheint also den tatsächlichen, aus den direkt gemessenen Inflationserwartungen abgeleiteten, Erwartungsbildungsprozeß relativ genau zu approximieren.

⁶¹ Für den Schätzzeitraum von 1986Q1 bis 1996Q4 ergibt sich die Inflation-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 11) als

$$W4PLHW = 0,2272 \cdot PZIEL + 0,7728 \cdot W4PLHW(-1) + 0,0372 \cdot GAPIFOGD(-1) + 0,0473 \cdot W4PIM$$

$$+ 0,0174 \cdot W4MOESSA$$
und weist damit nur geringe Abweichungen zu der Gleichung (19) auf.

Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß für Deutschland in den letzten 20 Jahren ein signifikanter und stabiler Zusammenhang zwischen Inflation und Output nachgewiesen werden kann. Dazu sind verschiedene Variablenspezifikationen überprüft worden. Die Funktionen mit den besten statistischen Eigenschaften sind in den Tabellen 10 bzw. 11 dargestellt. Der langfristige Koeffizient für den Output-Gap auf Grundlage des ifo-Auslastungsgrades liegt bei 0,23. Darüber hinaus erweist sich die Annahme einer graduellen Anpassung der Erwartungen der Wirtschaftssubjekte an eine von ihnen erwartete Grundinflationsrate π^* , approximiert durch die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank, gegenüber verschiedenen anderen getesteten Erwartungsbildungshypothesen als überlegen. Die Persistenz in der Inflationsentwicklung ist nach den vorliegenden Ergebnissen relativ hoch, so sind Anpassungen erst nach rund zwei Jahren annähernd abgeschlossen. Inwieweit die hier spezifizierten Gleichungen für Inflationsprognosen geeignet sind, wird im nächsten Abschnitt untersucht.

III.4) Ex-post und ex-ante Simulationen

Im folgenden werden die Prognoseeigenschaften der Inflations-Output-Gleichung überprüft. Da das Inflations-Output-Modell mit den GfK-Erwartungen nur für einen relativ kurzen Schätzzeitraum zur Verfügung steht und für über den Beobachtungszeitraum hinausgehende Prognosen mit diesem Modell die GfK-Erwartungen selber prognostiziert werden müßten, wird für die Prognosestudien auf das im Abschnitt III.3 spezifizierte Modell (Tabelle 10 bzw. 11) zurückgegriffen. Dieses Modell weist, wie die Untersuchungen gezeigt haben, gute statistische Eigenschaften auf. Darüber hinaus haben die Analysen die Hypothese bestätigt, daß der unterstellte modifizierte extrapolative Erwartungsbildungsprozeß die tatsächlichen Erwartungen relativ gut abbildet. Schließlich ist es mit diesem Ansatz nicht notwendig, für Prognosen über den aktuellen Rand hinaus die Erwartungen selbst zu prognostizieren, da die Erwartungen endogen über ein Modell abgebildet werden. Nur die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank müßte bei diesem Vorgehen vorgegeben werden. Diese ist jedoch in der Regel im voraus bekannt.

Um ein möglichst differenziertes Bild über die Prognoseeigenschaften zu bekommen, werden verschiedene Simulationen durchgeführt. Zum einen wird eine ex-post Prognose ("in sample") erstellt. Dabei wird den Prognosen die Gleichung, die über den gesamten Untersuchungszeitraum geschätzt worden ist, zugrundegelegt. Dieses Vorgehen ist für die Beurteilung der Prognosegüte nur von eingeschränkter Aussagekraft, da bei diesem Ansatz zu einem bestimmten Prognosezeitpunkt Informationen verwendet werden, die zu diesem Zeitpunkt noch nicht zur Verfügung standen.⁶² Deshalb werden ergänzend auch ex-ante Prognosen ("out of sample") berechnet. Hierbei wird die Prognosegleichung nur bis zum Prognosezeitpunkt geschätzt, und die sich daraus ergebenden Parameter werden für die Prognose verwendet. Es werden also nur die tatsächlich zum Prognosezeitpunkt vorhandenen Informationen genutzt.⁶³ Schließlich werden auch noch ex-ante Prognosen mit einer Gleichung, die über einem gleitenden Zehnjahres-Schätzzeitraum bestimmt wird, berechnet. Alle Prognosen sind dynamisch, d. h. für die Folgeperioden werden die vorher prognostizierten und nicht die tatsächlich eingetretenen endogenen Variablen verwendet. Für die exogenen Variablen werden die tatsächlichen Werte eingesetzt. Treten bei der Prognose dieser Variablen größere Fehler auf, ergeben sich entsprechend auch ungenauere Inflationsprognosen. Die Analysen werden mit einem Prognosehorizont von einem und zwei Jahren durchgeführt, da diese Zeiträume für die Geldpolitik am wichtigsten sind.

Für die Einschätzung der Prognosegüte werden der mittlere absolute Fehler (MAE), der prozentuale mittlere absolute Fehler (PMAE), die Wurzel des mittleren quadrierten Fehlers (RMSE), der entsprechende prozentuale Wert der Wurzel des mittleren quadrierten Fehlers (PRMSE), der Theilsche-Ungleichheitskoeffizient (TU1) sowie der Bias- (UM), Regressions- (UR) und der Störanteil (UD) des mittleren quadrierten Fehlers und der Korrelationskoeffizient (COR) als Prüfgrößen herangezogen. Die Formeln für die Berechnung sind im Anhang B aufgeführt. In bezug auf den Korrelationskoeffizienten ist zu beachten, daß er systematische Verzerrungen nicht berücksichtigt. Die prozentualen Werte PMAE und PRMSE sind auf die durchschnittliche tatsächliche Inflationsrate bezogen. Der Theilsche-

⁶² Denn für die Schätzung der Gleichung werden alle Beobachtungen des Untersuchungszeitraumes genutzt, also auch Beobachtungen die über den Prognosezeitpunkt hinausgehen.

⁶³ Eine Ausnahme bildet nur die Annahme über die Funktionsform, die aufgrund der Untersuchungen über den gesamten Beobachtungszeitraum ermittelt wird. Da diese jedoch eine schon seit langem in der Literatur diskutierte Standardform hat, ist dieser Einwand nicht als bedeutend einzuordnen.

Ungleichheitskoeffizient gibt den Fehler der Modellprognose im Verhältnis zur statischen Prognose an. Er ist Null, wenn die simulierten mit den beobachteten Werten übereinstimmen, und er ist Eins, wenn die Modellprognose der naiven statischen Prognose entspricht. Nach oben ist dem Theilschen-Ungleichgewichtskoeffizienten keine Grenze gesetzt.⁶⁴ Der Theilsche-Ungleichheitskoeffizient wird oft in Untersuchungen in eine Verzerrungs-, Varianz- und Kovarianz-Komponente zerlegt. Diese Unterteilung ist jedoch in bestimmten Fällen nicht sinnvoll, weshalb hier die oben aufgeführte Unterteilung des mittleren quadrierten Fehlers verwendet wird.⁶⁵ Die Verzerrungskomponente gibt dabei den Anteil an diesem Fehler an, der auf die Differenz zwischen dem durchschnittlichen Prognosewert und der durchschnittlichen Inflationsrate zurückzuführen ist. Die Regressionskomponente erfaßt den Anteil, der sich aufgrund einer Abweichung des Koeffizienten der Regression der tatsächlichen auf die prognostizierten Werte von Eins ergibt. Diese beiden Fehler können als systematische Fehler angesehen werden, während in der Störkomponente die übrigen zufälligen Einflüsse subsumiert werden.

Die Tabellen 12 und 13 zeigen die beschriebenen Prüfgrößen für verschiedene Teilperioden. Die Abgrenzungen der Untersuchungszeiträume für die out-of-sample und die gleitenden Schätzungen sind durch statistische Gründe bedingt, da eine bestimmte Mindestanzahl an Beobachtungen für die Schätzungen empfehlenswert ist. Die Berechnungen werden sowohl mit den Funktionen in Differenzen gegenüber dem Vorquartal und dem Vorjahresquartal als auch mit dem Output-Gap auf Basis des ifo-Auslastungsgrades und des mit der Produktionsfunktion ermittelten Output-Gap durchgeführt. Wegen der etwas besseren Abbildung der Dynamik mit dem Modell in Vorquartalsdifferenzen und der etwas besseren Ergebnissen mit dem ifo-Output-Gap werden nur diese Resultate hier vorgestellt.

⁶⁴ Vgl. Theil, H. (1966), S. 26 ff.

⁶⁵ Vgl. Maddala, G. S. (1988), S. 344 f.

Tabelle 12: Einjahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)^{a)}

Zeitraum	Ex-post Prognose (in-sample)			Ex-ante Prognose (out-of-sample)		Ex-ante Progn. mit gleitender Schätzung
	1977Q1- 1996Q4	1984Q1- 1996Q4	1987Q1- 1996Q4	1984Q1- 1996Q4	1987Q1- 1996Q4	1987Q1- 1996Q4
MAE	0,390348	0,343434	0,322236	0,391440	0,372547	0,340795
PMAE	0,134328	0,159406	0,135850	0,181688	0,157060	0,143674
RMSE	0,491881	0,422884	0,384737	0,485481	0,451490	0,428173
PRMSE	0,169268	0,196283	0,162199	0,225338	0,190341	0,180511
TU1	0,148061	0,170134	0,145506	0,195318	0,170752	0,161934
UM	0,094893	0,326973	0,289322	0,202236	0,150873	0,121367
UR	0,012425	0,015288	0,074206	0,016915	0,049083	0,052736
UD	0,892682	0,657739	0,636472	0,780849	0,800045	0,825898
COR	0,957436	0,960961	0,964873	0,938200	0,938362	0,942906

a) Berechnungen auf Basis von Jahresinflationsraten.

Wie nicht anders zu erwarten, sind die in-sample Prognosen etwas besser als die out-of-sample Prognosen. Die out-of-sample Prognosen weisen einen mittleren absoluten Fehler von 0,39 bzw. 0,37 auf, was einem prozentualen Fehler von 18 % bzw. 16 % entspricht. Die RMSE liegen etwas darüber. Die Theilschen-Ungleichheitskoeffizienten liegen mit 0,19 bzw. 0,16 nahe bei Null. Zusätzlich positiv zu bewerten ist, daß die systematischen Fehleranteile relativ klein sind. Für den kürzeren und aktuelleren Zeitraum ab 1987 sind die Prognosen etwas besser als für den Zeitraum ab 1984. Die Zweijahres-Prognosen sind mit prozentualen mittleren absoluten Fehlern von 22 % bzw. 19 % und ähnlichen Größenordnungen für die anderen Prüfgrößen nicht so gut wie die Einjahres-Prognosen, sie sind jedoch nicht deutlich schlechter und damit immer noch als gut einzuschätzen.

Tabelle 13: Zweijahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)^{a)}

Zeitraum	Ex-post Prognose (in-sample)			Ex-ante Prognose (out-of-sample)		Ex-ante Progn. mit gleitender Schätzung
	1978Q1-1996Q4	1984Q1-1996Q4	1987Q1-1996Q4	1984Q1-1996Q4	1987Q1-1996Q4	1988Q1-1996Q4
MAE	0,392127	0,402198	0,377912	0,478561	0,454188	0,386424
PMAE	0,136795	0,186682	0,159322	0,222126	0,191478	0,148179
RMSE	0,493281	0,495666	0,460679	0,576858	0,524226	0,479920
PRMSE	0,172083	0,230066	0,194215	0,267751	0,221005	0,184031
TU1	0,149322	0,199416	0,174228	0,232081	0,198261	0,172628
UM	0,118017	0,459079	0,400792	0,372843	0,307727	0,275270
UR	0,013410	0,016100	0,077208	0,012565	0,071388	0,141600
UD	0,868572	0,524821	0,522000	0,614592	0,620885	0,583130
COR	0,960003	0,957120	0,958561	0,931071	0,935412	0,924823

a) Berechnungen auf Basis von Jahresinflationsraten.

Abb. 7: Jahresinflationsrate und Einjahres ex-post Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)

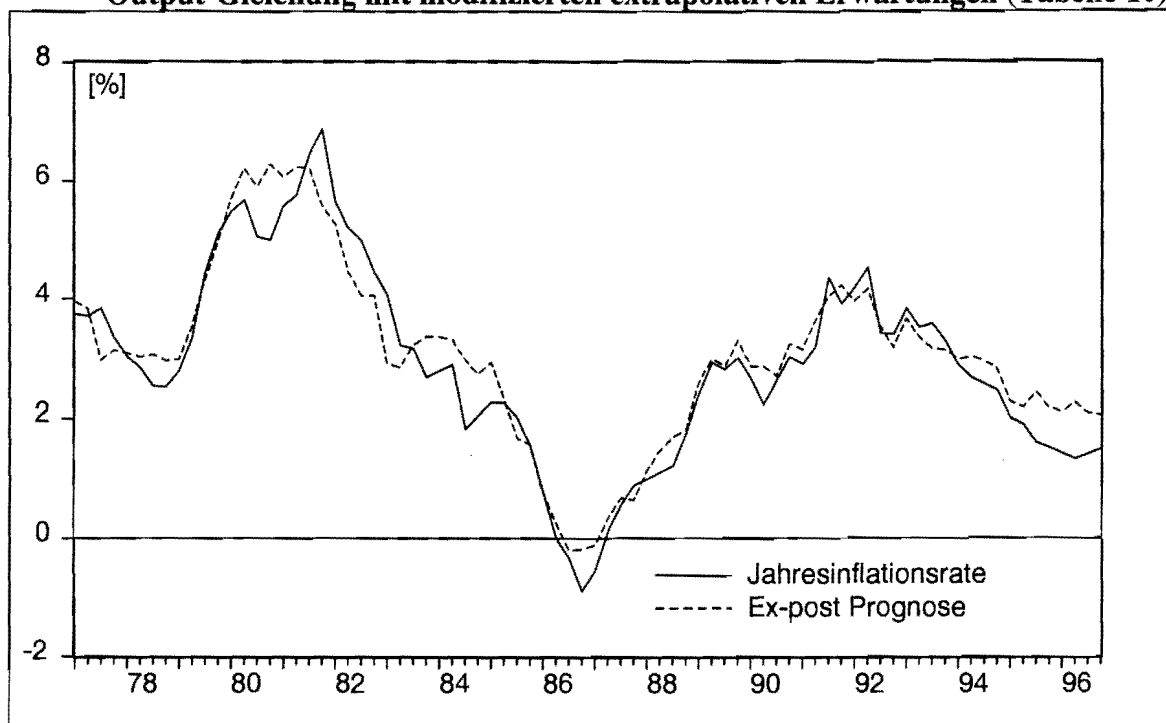
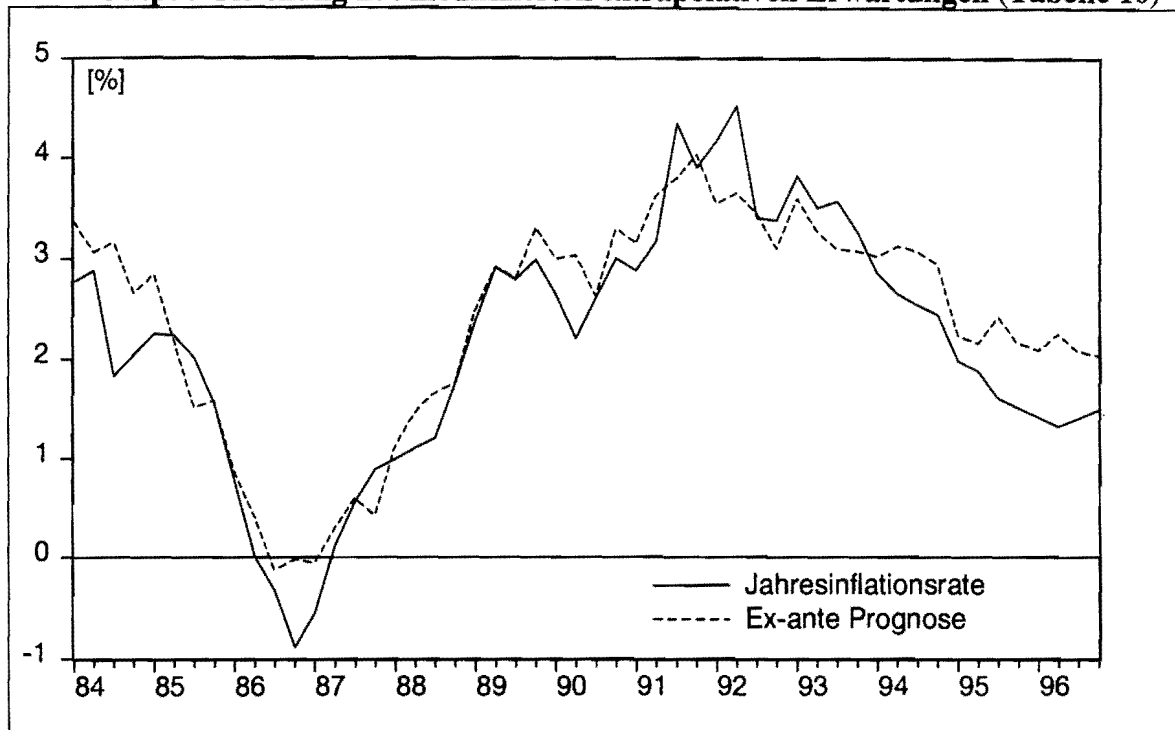


Abb. 8: Jahresinflationsrate und Einjahres ex-ante Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)



Die graphische Darstellung der tatsächlichen und der prognostizierten Entwicklung der Inflationsrate in den Abbildungen 7 und 8 bestätigen die bisherigen Analysen. Nur die kurzfristigen Einbrüche bzw. Spitzen in 1984Q3, 1986Q4, 1990Q2 und 1992Q2 werden nicht richtig erfaßt. Zu diesen Zeitpunkten sind jedoch Sondereinflüsse, wie z. B. starke Rohstoffpreisveränderungen, aufgetreten, die durch die Inflations-Output-Gleichung nicht adäquat abgebildet werden können. Die Abweichung in 1995 kann zum Teil durch den Wegfall des Kohlepfennigs erklärt werden. Insgesamt zeigen die Prognosen eine gute Übereinstimmung mit der tatsächlichen Inflationsrate und die Wendepunkte werden ebenfalls alle richtig vorhergesagt.

Eine Gegenüberstellung der dokumentierten Ergebnisse mit den Ergebnissen auf Basis der GfK-Erwartungen und der ZEW-Prognosen zeigt die Tabelle 14. Die GfK-Erwartungen weisen mit prozentualen mittleren Fehlern von 31 % bzw. einem Theilschen-Ungleichheitskoeffizient von 0,34 etwa doppelt so hohe Fehler wie die out-of-sample Prognosen in Tabelle 12 aus. Ein Vergleich mit den ZEW-Prognosen ist wegen der Kürze des Vergleichszeitraumes nur bedingt sinnvoll, da eine Gegenüberstellung erst ab dem 4. Quartal 1992 möglich ist. Für diesen Zeitraum erweist sich die Güte der ZEW-Prognose als etwas

schlechter als die beiden anderen Prognosen und das, obwohl sie nur eine Halbjahresprognose ist.

Tabelle 14: Vergleich der GfK-Erwartungen und der ZEW-Halbjahresprognose mit den Einjahres-Prognosen anhand der Inflations-Output-Gleichung mit modifizierten extrapolativen Erwartungen (Tabelle 10)^{a)}

Zeitraum	GfK		Ex-ante Prognose mit Infl.-Output-Gleichung		ZEW
	1987Q1-1996Q4	1992Q4-1996Q4	1987Q1-1996Q4	1992Q4-1996Q4	1992Q4-1996Q4
MAE	0,731558	0,399481	0,372547	0,463263	0,532656
PMAE	0,308414	0,166649	0,157060	0,193257	0,222205
RMSE	0,897527	0,436840	0,451490	0,515153	0,564768
PRMSE	0,378383	0,182234	0,190341	0,214904	0,235601
TU1	0,339442	0,171621	0,170752	0,202388	0,221881
UM	0,204597	0,095986	0,150873	0,333864	0,669983
UR	0,001655	0,190190	0,049083	0,327760	0,000086
UD	0,793748	0,713824	0,800045	0,338376	0,329932
COR	0,729083	0,902260	0,938362	0,936713	0,925398

a) Berechnungen auf Basis von Jahresinflationssraten.

Festzuhalten bleibt, daß aufgrund der bisherigen Untersuchungen die Prognoseeigenschaften der Inflations-Output-Gleichung für Deutschland mit dem Return-to-Normality Erwartungsbildungsansatz relativ günstig einzuschätzen sind. Dennoch kann die Inflations-Output-Gleichung nur als ein zusätzliches Instrument zu anderen Prognoseansätzen angesehen werden.

Zur Verbesserung der Prognoseanwendung besteht gegebenenfalls die Möglichkeit, in einer weiterführenden Untersuchung die exogenen Variablen zu endogenisieren. Dazu kann die Inflations-Output-Gleichung durch ein kleines Strukturmodell ergänzt werden. Denkbar wäre eine Endogenisierung des Output-Gap über die Modellierung einer aggregierten Nachfragefunktion. Des weiteren könnte eine Wechselkursgleichung implementiert wer-

den. Die Auslandspreise würden jedoch für die Bestimmung der Importpreise weiter exogen vorgegeben, da eine Endogenisierung dieser Variablen zu aufwendig wäre. Um das Modell zu vervollständigen, könnten noch eine Zins- und eine Zinsstrukturgleichung implementiert werden. Mit einem solchen kleinem Strukturmodell könnten dann auch Simulationsstudien z. B. zur Bestimmung der Sacrifice-Ratio bzw. allgemein zu den Konsequenzen einer Disinflationpolitik oder zur Überprüfung verschiedener Politikregeln bei Auftreten von Schocks vorgenommen werden.

Abschließend sollen noch allgemeinere Aspekte im Zusammenhang mit Inflationsprognosen angesprochen werden. So stellt sich zum einen die Frage, ob Zentralbanken Inflationserwartungen oder -prognosen der Öffentlichkeit für ihre Inflationsprognosen übernehmen sollten. Ein Gegenargument zu diesem Vorschlag ist von Woodford vorgebracht worden. Er argumentiert, daß dieses zu Instabilitäten in der Beziehung zwischen Änderungen der Geldpolitik und Änderungen der Beziehung zwischen den Informationsvariablen sowie der Inflationsrate und umgekehrt führen kann. Ein weiteres Gegenargument kommt von Romer und Romer, die festgestellt haben, daß Prognosen von Zentralbanken in der Regel genauer sind. Die Schlußfolgerungen von Romer und Romer werden durch die Ergebnisse des II. und des III. Kapitels bezogen auf die Preiserwartungen der Konsumenten unterstützt.⁶⁶ Unabhängig davon sollte jedoch, wie hier geschehen, bei Inflationsuntersuchungen explizit die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte berücksichtigt werden.

Weiterhin sind die Implikationen, die mit der Lucas-Kritik verbunden sind, zu beachten. Durch die explizite Modellierung und Berücksichtigung der Erwartungsbildung wird zwar die Lucas-Kritik abgeschwächt. Dennoch würden sich stärkere Strukturbrüche in der Geldpolitik in Veränderungen der langfristig erwarteten Inflationsrate wiederfinden und zusätzlich u. U. zu Veränderungen der Anpassungsparameter führen. Eine zentrale Rolle spielt dabei die Glaubwürdigkeit der Zentralbank bzw. die von den Wirtschaftssubjekten vermutete tatsächliche Preisannahme der Zentralbank. Ein solcher größerer Strukturbruch kann sich möglicherweise mit der Einführung der EWU ergeben, ganz abhängig davon, wie glaubwürdig sich die EZB etablieren kann. Für die nationalen Inflations-Output-Gleichun-

⁶⁶ Vgl. Woodford, M. (1994), S. 102 ff. und Romer, C. D. u. Romer, D. H. (1996). Für einen genauen Vergleich müßten jedoch die bisherigen Analysen noch um Prognoseuntersuchungen, die die zu den jeweiligen Zeitpunkten prognostizierten Werte der exogenen Variablen berücksichtigen, ergänzt werden.

gen können sich bei der Gründung der EWU jedoch nicht nur Veränderungen bei den Erwartungsparametern ergeben, sondern auch bei den übrigen Koeffizienten. So wird der Koeffizient der Importpreise vermutlich geringer werden und langfristig werden sich die nationalen Koeffizienten der Outputvariablen annähern, u. a. abhängig davon, wie die Lohnverhandlungen in der EWU zukünftig aussehen.⁶⁷ Kurzfristig sind aber die Auswirkungen auf die Erwartungsvariablen und -koeffizienten von größerer Bedeutung. Die Konsequenzen für die nationalen Gleichungen werden stark unterschiedlich sein, je nachdem wie der jeweilige Erwartungsbildungsprozeß ausgestaltet ist, wie die bisherige Glaubwürdigkeit der Zentralbank war und wie hoch z. B. der entsprechende nationale Importanteil war. Insgesamt ist jedoch mit einer Angleichung der Koeffizienten zu rechnen.

⁶⁷ Im Extremfall könnte auch der gesamte Zusammenhang zusammenbrechen.

IV) Zusammenfassung und Ausblick

Mit der vorliegenden Arbeit ist versucht worden, den Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Rolle der Erwartungsbildung zu analysieren und zu spezifizieren. Für die Bestimmung der Inflationserwartungen wurde, erstmalig für Deutschland, auf die expliziten, durch Befragungen gewonnenen Erwartungen der Wirtschaftssubjekte zurückgegriffen.

Die Analyse dieser direkt erfaßten Erwartungen der Wirtschaftssubjekte hat gezeigt, daß für die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte die rationale Erwartungshypothese abgelehnt werden muß. Die Erwartungsbildung ist aber auch nicht rein extrapolativer Natur, sondern läßt sich durch einen modifizierten bzw. erweiterten extrapolativen Prozeß, der teilweise vorwärtsgerichtet ist, erklären. Danach bilden die Wirtschaftssubjekte Erwartungen über eine Grundinflationsrate, die hier durch die mittelfristige Preisannahme der Bundesbank approximativ abgebildet wurde, und sie erwarten, daß sich die tatsächliche Inflationsrate über einen gewissen Zeithorizont daran anpassen wird. Dadurch ergibt sich das extrapolative Element in der Erwartungsbildung. Jedoch ist darauf hinzuweisen, daß sich die Analyse zwar auf einen Zeitraum von 44 Quartalen (1986 - 1996) stützt, es in dieser Zeit aber nur eine Auf- und eine Abschwung- sowie eine Konsolidierungsphase in der Inflationsentwicklung gegeben hat. Dieses ist unter Umständen für eine genaue Spezifikation des Erwartungsbildungsprozesses nicht vollkommen ausreichend. Sobald die Daten für den Zeitraum vor 1986 zur Verfügung stehen, empfehlen sich deshalb weitere Untersuchungen.

Die geschätzte Inflations-Output-Gleichung mit dem modifiziertem extrapolativem Erwartungsbildungsprozeß, der aus den Befragungsdaten abgeleitet wurde, zeigt gute statistische Eigenschaften. Die Beziehung ist, wie die verschiedenen rekursiven Schätzungen und weiteren Überprüfungen gezeigt haben, stabil, und es kann ein signifikanter und stabiler Einfluß des Output-Gap auf die Inflationsentwicklung nachgewiesen werden. Inwieweit diese Beziehung beim Übergang zur EWU beeinträchtigt wird, kann nur vermutet werden. In Abhängigkeit von der Glaubwürdigkeit der EZB werden jedoch zuerst insbesondere die Erwartungsparameter betroffen sein.

Darüber hinaus ist in geldpolitischer Hinsicht die durch die Analyse aufgezeigte Persistenz in der Inflationsentwicklung, mit Anpassungen von bis zu zwei Jahren, von Bedeutung. Diese Persistenz macht ein frühes Erkennen und entsprechendes rechtzeitiges Handeln der Notenbank bei zunehmenden inflationären Tendenzen wünschenswert. Eine entscheidende Rolle kommt dabei der Preisannahme und damit der Glaubwürdigkeit der Zentralbank als Anker der Erwartungsbildung zu.

Schließlich ist aus geldpolitischer Sicht noch die Eignung der Inflations-Output-Gleichung für Inflationsprognosen und Simulationsstudien von Bedeutung. Wegen der Komplexität der ökonomischen Beziehungen und der großen Bandbreite von ökonomischen Fragen, die in Zusammenhang mit geldpolitischen Maßnahmen auftreten, empfiehlt es sich, eine Reihe von auf unterschiedlichen Methoden und Philosophien aufbauenden Modellen zur Analyse heranzuziehen. Die hier ermittelte Inflations-Output-Gleichung kann als ein möglicher Ansatz dazu verstanden werden. Die durchgeführten ex-post und ex-ante Simulationen wiesen insgesamt gute Prognoseeigenschaften auf, insbesondere auch im Vergleich mit den direkt erfaßten Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte. Ein Vergleich mit den Umfragen des ZEW scheint dieses Ergebnis zu bestätigen.

Anhang A
Ableitung der Umrechnung
von qualitativen in quantitative Inflationserwartungen

Ausgehend von der Gleichung (8) und (9) und den in Abschnitt II.2 gemachten Ausführungen ergibt sich äquivalent für den Fünf-Kategorien-Fall:

$$\begin{aligned}
 W(\rho_{t+1} \leq -\delta_t \mid \Omega_t) &= F_t(-\delta_t) = {}_tA_{t+1} \\
 W(-\delta_t < \rho_{t+1} \leq \delta_t \mid \Omega_t) &= F_t(\delta_t) - F_t(-\delta_t) = {}_tB_{t+1} \\
 W(\delta_t < \rho_{t+1} \leq \pi'_t - \varepsilon_t \mid \Omega_t) &= F_t(\pi'_t - \varepsilon_t) - F_t(\delta_t) = {}_tC_{t+1} \\
 W(\pi'_t - \varepsilon_t < \rho_{t+1} \leq \pi'_t + \varepsilon_t \mid \Omega_t) &= F_t(\pi'_t + \varepsilon_t) - F_t(\pi'_t - \varepsilon_t) = {}_tD_{t+1} \\
 W(\rho_{t+1} > \pi'_t + \varepsilon_t \mid \Omega_t) &= 1 - F_t(\pi'_t + \varepsilon_t) = {}_tE_{t+1} \quad \text{bzw.}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{(A1)} \quad W(\rho_{t+1} \leq -\delta_t \mid \Omega_t) &= F_t(-\delta_t) = {}_tA_{t+1} \\
 \text{(A2)} \quad W(\rho_{t+1} \leq \delta_t \mid \Omega_t) &= F_t(\delta_t) = {}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} \\
 \text{(A3)} \quad W(\rho_{t+1} \leq \pi'_t - \varepsilon_t \mid \Omega_t) &= F_t(\pi'_t - \varepsilon_t) = {}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1} \\
 \text{(A4)} \quad W(\rho_{t+1} \leq \pi'_t + \varepsilon_t \mid \Omega_t) &= F_t(\pi'_t + \varepsilon_t) = {}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1} + {}_tD_{t+1}.
 \end{aligned}$$

Wird für $F(x)$ nun die standard-logistische Verteilungsfunktion $F_L(x)$ genommen:

$$F_L(x) = 1 / (1 + \exp(-(x-\alpha)/\beta)),$$

mit α = Mittelwert von x , β = Skalenparameter und \exp = Exponentialfunktion

und in Gleichung (A1) mit $\alpha = \pi^e_{t+1}$ eingesetzt, dann gilt:

$$\begin{aligned}
 F_L(-\delta_t) &= 1 / (1 + \exp(-(-\delta_t - \pi^e_{t+1})/\beta)) \\
 \Leftrightarrow (-\delta_t - \pi^e_{t+1})/\beta &= \log(F_L(-\delta_t) / (1 - F_L(-\delta_t))) \\
 \Leftrightarrow (-\delta_t - \pi^e_{t+1})/\beta &= \log({}_tA_{t+1} / (1 - {}_tA_{t+1}))
 \end{aligned}$$

Diese Umformungen werden ebenfalls für die Gleichungen (A2) bis (A4) durchgeführt:

$$(A5) \quad (-\delta_t - \pi_{t+1}^e) / \beta = a_t$$

$$(A6) \quad (\delta_t - \pi_{t+1}^e) / \beta = b_t$$

$$(A7) \quad ((\pi'_t - \varepsilon_t) - \pi_{t+1}^e) / \beta = c_t$$

$$(A8) \quad ((\pi'_t + \varepsilon_t) - \pi_{t+1}^e) / \beta = d_t$$

mit $a_t = \log({}_tA_{t+1} / (1 - {}_tA_{t+1}))$

$$b_t = \log(({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1}) / (1 - ({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1})))$$

$$c_t = \log(({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1}) / (1 - ({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1})))$$

$$d_t = \log(({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1} + {}_tD_{t+1}) / (1 - ({}_tA_{t+1} + {}_tB_{t+1} + {}_tC_{t+1} + {}_tD_{t+1})))$$

Gleichung (A5) nach δ aufgelöst und in (A6) eingesetzt, führt zu:

$$(A9) \quad \beta = -2 \pi_{t+1}^e / (a_t + b_t)$$

Gleichung (A7) nach ε_t aufgelöst und in (A8) eingesetzt, ergibt:

$$(A10) \quad d_t = ((\pi'_t + \pi'_t - \pi_{t+1}^e - c_t \beta) - \pi_{t+1}^e) / \beta$$

Gleichung (A9) in (A10) eingesetzt und nach π_{t+1}^e aufgelöst, ergibt:

$$(A11) \quad \pi_{t+1}^e = \pi'_t (a_t + b_t) / (a_t + b_t - c_t - d_t)$$

Für die Ableitung von π'_t , der mittleren Einschätzung der Preisentwicklung über die letzten zwölf Monate, werden die entsprechenden Befragungsdaten herangezogen. Wiederum ausgehend von den Gleichungen (8) und (9) sowie den in Abschnitt II.2 gemachten Ausführungen ergibt sich:

$$W(\rho'_{t+1} \leq -\delta'_t \mid \Omega_t) = F_t(-\delta'_t) = {}_tA'_{t+1}$$

$$W(-\delta'_t < \rho'_{t+1} \leq \delta'_t \mid \Omega_t) = F_t(\delta'_t) - F_t(-\delta'_t) = {}_tB'_{t+1}$$

$$W(\delta'_t < \rho'_{t+1} \leq \pi^m_t - \varepsilon'_t \mid \Omega_t) = F_t(\pi^m_t - \varepsilon'_t) - F_t(\delta'_t) = {}_tC'_{t+1}$$

$$W(\pi_t^m - \varepsilon_t < \rho'_{t+1} \leq \pi_t^m + \varepsilon_t \mid \Omega_t) = F_t(\pi_t^m + \varepsilon_t) - F_t(\pi_t^m - \varepsilon_t) = {}_tD'_{t+1}$$

$$W(\rho'_{t+1} > \pi_t^m + \varepsilon_t \mid \Omega_t) = 1 - F_t(\pi_t^m + \varepsilon_t) = {}_tE'_{t+1}$$

Nach ähnlichen Umformungen wie oben folgt:

$$(A12) \quad \pi_t^m = \pi_t^m \cdot (a_t + b_t) / (a_t + b_t - c_t - d_t)$$

mit

$$a_t = \log({}_tA'_{t+1} / (1 - {}_tA'_{t+1}))$$

$$b_t = \log(({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1}) / (1 - ({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1})))$$

$$c_t = \log(({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1} + {}_tC'_{t+1}) / (1 - ({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1} + {}_tC'_{t+1})))$$

$$d_t = \log(({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1} + {}_tC'_{t+1} + {}_tD'_{t+1}) / (1 - ({}_tA'_{t+1} + {}_tB'_{t+1} + {}_tC'_{t+1} + {}_tD'_{t+1})))$$

Hier bezeichnet π^m die moderate Inflationsrate, die der von den Befragten vermuteten permanenten Inflationsrate oder Trendinflationsrate entspricht. Als geeignete Approximation für eine Spezifizierung schlagen Batchelor und Orr unter Annahme von Unverzerrtheit den durchschnittlichen Wert der tatsächlichen Inflationsrate über den beobachteten Zeitraum vor und unterstellen hierbei, daß die so ermittelte Inflationsrate der moderaten Inflationsrate entspricht. Eine genauere Modellierung der moderaten Inflationsrate wäre möglich, wenn zusätzlich zu den qualitativen Umfrageergebnissen für einen bestimmten Zeithorizont quantitative Umfragedaten zur Verfügung ständen.⁶⁸

Die Standardabweichung der logistischen Verteilung ist definiert als:

$$(A13) \quad \sigma = \beta \cdot \Pi / 3^{1/2}, \quad \text{mit } \Pi = 3,1415926\dots$$

Daraus ergibt sich nach Einsetzen von (A9) und (A11) in (A13) die Standardabweichung der Inflationserwartungen:

$$(A14) \quad \sigma_t = -2 \cdot \Pi \cdot \pi_t^m / 3^{1/2} \cdot (a_t + b_t - c_t - d_t)$$

⁶⁸ Vgl. Batchelor, R. A. u. Orr, A. B. (1988), S.322.

Anhang B

Definition der Prüfgrößen für die Prognosegüte

Korrelationskoeffizient:

$$\text{COR} = \text{Var}(A_t, P_t) / [\text{Var}(A_t, A_t) \cdot \text{Var}(P_t, P_t)]^{1/2}$$

Mittlerer absoluter Vorhersagefehler:

$$\text{MAE} = \sum_{t=1}^T |A_t - P_t| / T$$

Prozentualer mittlerer absoluter Vorhersagefehler:

$$\text{PMAE} = \text{MAE} / \sum_{t=1}^T A_t / T$$

Mittlerer quadrierter Vorhersagefehler:

$$\text{MSE} = \sum_{t=1}^T (A_t - P_t)^2 / T$$

Wurzel des mittleren quadrierten Vorhersagefehlers:

$$\text{RMSE} = \left[\sum_{t=1}^T (A_t - P_t)^2 / T \right]^{1/2}$$

Prozentualer Wert der Wurzel des mittleren quadrierten Vorhersagefehlers:

$$\text{PRMSE} = \text{RMSE} / \sum_{t=1}^T A_t / T$$

Theilscher-Ungleichheitskoeffizient:

$$\text{TU1} = \left[\sum_{t=1}^T (A_t - P_t)^2 / \sum_{t=1}^T A_t^2 \right]^{1/2}$$

Biaskomponente des mittleren quadrierten Vorhersagefehlers:

$$UM = \left[\sum_{t=1}^T A_t / T - \sum_{t=1}^T P_t / T \right]^2 / MSE$$

Regressionskomponente des mittleren quadrierten Vorhersagefehlers:

$$UR = [\text{Var}(P_t, P_t)^{1/2} - \text{COR} \cdot \text{Var}(A_t, A_t)^{1/2}]^2 / MSE$$

Störkomponente des mittleren quadrierten Vorhersagefehlers:

$$UD = (1 - \text{COR}^2) \cdot \text{Var}(A_t, A_t) / MSE$$

Mit A = tatsächlicher Wert

P = prognostizierter Wert

T = Anzahl der Beobachtungen

Var = Varianz

Literaturverzeichnis

Batchelor, R. A. (1982), Expectations, Output and Inflation, The European Experience, in: *European Economic Review*, Bd. 17, S. 1-25.

Batchelor, R. A. (1986), Quantitative v. Qualitative Measures of Inflation Expectations, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Bd. 48, Nr. 2, S. 99-120.

Batchelor, R. A. u. Orr, A. B. (1988), Inflation Expectations Revisited, in: *Economica*, Bd. 55, S. 317-331.

Begg, D. (1985), *The Rational Expectations Revolution in Macroeconomics*, Baltimore.

Buiter, W. u. Jewett, I. (1981), Staggered Wage Setting with Real Wage Relatives: Variations on a Theme of Taylor, in: *The Manchester School*, Bd. 49, S. 211-228.

Burda, M. u. Wyplosz, C. (1993), *Macroeconomics: A European Text*, Oxford.

Carlson, J. A. u. Parkin, M. (1975), Inflation Expectations, in: *Economica*, Bd. 42, S. 123-137.

Chadha, B., Masson, P. R. u. Meredith, G. (1992), Models of Inflation and the Costs of Disinflation, in: *IMF Staff Papers*, Bd. 39, Nr. 2, S. 395-431.

Clark, P., Laxton, D. u. Rose, D. (1996), Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus, in: *IMF Staff Papers*, Bd. 43, Nr. 1, S. 216-256.

Consensus Forecast (1996), *A Digest of International Economic Forecasts*, London.

Deutsche Bundesbank (1995), *Das Produktionspotential in Deutschland und seine Bestimmungsfaktoren*, in: *Monatsbericht*, Nr. 8, 47. Jg., Frankfurt a. M..

Duguay, P. (1992), The Transmission of Monetary Policy in an Open Economy: The Case of Canada, Vortrag bei der Konferenz "The Transmission of Monetary Policy in an Open Economy", Gerzensee vom 18.-20.3.1992, Bank of Canada.

Fisher, P. G., Mahadeva, L. und Whitley, J. D. (1997), The Output Gap and the Inflation-Experience at the Bank of England, Vortrag auf Konferenz der BIZ "Meeting of Central Bank Model Builders and Econometricians", Basel vom 16.-17.1.1997.

Fluri, R. u. Spörndli, E. (1987), Rationality of Consumers' Price Expectations - Empirical Tests using Swiss Qualitative Survey Data, in: *Oppenländer, K.-H. u. Poser, G. (Hrsg.): Contributions of Business Cycle Surveys to Empirical Economics*, S. 156 -177.

Friedman, M. (1968), The Role of Monetary Policy, in: *American Economic Review*, Bd. 58.

Fuhrer, J. u. Moore, G. (1995), Inflation Persistence, in: The Quarterly Journal of Economics, Bd. 110, Nr. 1, S. 127-159.

GfK (1996), GfK-Wirtschaftsdienst: Konsum- und Sparklima, Methodenbeschreibung, mimeo.

Hall, R.E. (1995) u. a., EViews User's Guide, Version 2.0.

Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis, Princeton.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. und Shin, Y. (1992), Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, in: Journal of Econometrics, S. 159-178, North-Holland.

Lahiri, K. u. Dasgupta, S. (1992), A Comparative Study of Alternative Methods of Quantifying Qualitative Survey Responses using NAPM Data, in: Journal of Business & Economic Statistics, Bd. 10, Nr. 4, S. 391-400.

Lipsey, R. G. (1960), The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the U. K., 1862-1957: A Further Analysis, in: Economica, Bd. 27, S. 1-32.

MacKinnon, J. G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, in: Engle, R. F. und Granger C. W. J. (Hrsg.), Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Kapitel 13, Oxford.

Maddala, G. S. (1988), Econometrics, 5. Auflage, Singapore.

Maddala, G. S. (1992), Introduction to Econometrics, 2. Auflage, New York.

McCallum, B. T. (1976), Rational Expectations and the Estimation of Econometric Models: An Alternative Procedure, in: International Economic Review, Bd. 17, Nr. 2, S. 484-490.

Neumann, M. J. M. u. Buscher, H. S. (1985), Wirtschaftsprognosen im Vergleich: Eine Untersuchung anhand von Rationalitätstests, in: ifo-Studien, Bd. 31, Nr. 3, S. 183-201.

Newey, W., u. West, K. (1987), A Simple Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, in: Econometrica, Bd. 51.

Oppenländer, K.-H. (1996), Konjunkturindikatoren, 2. Aufl.

Pesaran, M. H. (1984), Expectations Formations and Macroeconometric Modelling, in: Malgrange, P. u. Muet, P.-A. (Hrsg.), Contemporary Macroeconomic Modelling, S. 34-61.

Pesaran, M. H. (1989), The Limits to Rational Expectations.

Phelps, E. (1967), Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment over Time, in: *Economica*, Bd. 34.

Phillips, A. W. (1958), The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK 1861-1957, in: *Economica*, Bd. 25, November, S. 283-299.

Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, in: *Biometrika*, Bd. 75, S. 335 ff.

Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. (1991), in: *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3. Aufl.

Roberts, J. M. (1995), New Keynesian Economics and the Phillips Curve, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Bd. 27, Nr. 4, S. 975-984.

Romer, C. D. u. Romer, D. H. (1996), Federal Reserve Private Information and the Behavior of Interest Rates, in: *NBER Working Paper Series*, Nr. 5692.

Samuelson, P. A. u. Solow, R. M. (1960), Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy, in: *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Bd. 50, S. 177-194.

Taylor, J. B. (1980), Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, in: *Journal of Political Economy*, Bd. 88, Nr. 1, S. 1-23.

Theil, H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, Amsterdam.

Turner, D. (1995), Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies, in: *OECD Economic Studies*, Bd. 24, S. 57-87.

White, H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica*, Bd. 48.

Woodford, M. (1994), Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions?, in: *Monetary Policy, NBER Studies in Business Cycles*, Bd. 29, S. 95-115.

ZEW (1997), *Finanzmarktreport*, Jg. 6, Nr. 3.

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

