

Inflationsprognosen für den Euro-Raum: Wie gut sind P*-Modelle?

Von Jan Gottschalk und Susanne Bröck*

Zusammenfassung

Dieser Beitrag diskutiert die Grundlagen des P-Ansatzes und vergleicht seine Prognoseleistung mit derjenigen nicht-monetärer Inflationsindikatoren für den Euro-Raum. Die Relevanz der Quantitätstheorie, die Stabilität der Geldnachfrage und die Rolle von Geldmengen im Transmissionsmechanismus werden auf theoretischer Ebene für das P*-Konzept diskutiert. Es zeigt sich, dass es vor allem eine empirische Frage ist, ob das P*-Modell anderen Inflationsindikatoren überlegen ist. Für einen solchen Prognosevergleich werden zunächst alternative Inflationsindikatoren ausgewählt und drei verschiedene Varianten des P*-Modells vorgestellt. Es wird herausgearbeitet, dass der P*-Ansatz einen wesentlichen Beitrag zur Inflationsprognose für den Euro-Raum leisten kann, aber Gleiches gilt auch für eine Reihe anderer Indikatoren.*

1. Einleitung

Seit dem Eintritt in die dritte Stufe der Wirtschafts- und Währungsunion am 1. Januar 1999 liegt die Geldpolitik in den Händen der Europäischen Zentralbank (EZB). Die Strategie dieser neuen Institution beruht auf zwei Säulen; einerseits wird für die angestrebte Zunahme der Geldmenge M3 ein Referenzwert formuliert, andererseits will sich die Geldpolitik an Inflationsprognosen orientieren, die eine Vielzahl von Indikatoren berücksichtigen. Die prominente Rolle, die der breiten Geldmenge in diesem Konzept zukommt, beruht auf der Vorstellung, dass ein hinreichend enger und stabiler Zusammenhang zwischen M3 und dem Preisniveau besteht, so dass über eine Steuerung des Geldangebots das Preisniveau determiniert werden kann. Die empirische Überprüfung dieser These beruht zumeist auf Schätzungen von Geldnachfragefunktionen, die in der überwiegenden Mehrheit zu dem Ergebnis kommen, dass die Geldnachfrage als stabil angesehen werden kann.¹

Der von Hallman, Porter und Small (1991) entwickelte P-Stern (P*)-Ansatz zur Inflationsprognose geht (ähnlich wie das geldpolitische Konzept der EZB) von einer stabilen Geldnachfragefunktion aus und unterstellt wie diese eine wichtige Rolle der Geldmengenentwicklung für das Inflationspotenzial. Deshalb ist dieser Ansatz ein nahe lie-

gender Kandidat für ein Inflationsprognosemodell für Euroland. Basierend auf der Quantitätstheorie wird bei diesem Ansatz für eine gegebene Geldmengenexpansion das gleichgewichtige Preisniveau abgeleitet. Die Differenz zwischen dem gleichgewichtigen und dem aktuellen Preisniveau wird als Preislücke bezeichnet. Es wird angenommen, dass das tatsächliche Preisniveau sich langfristig seinem Gleichgewichtswert annähert, so dass man aus der Preislücke eine Inflationsprognose ableiten kann. Während das zu Grunde liegende Konzept impliziert, dass das Preisniveau und damit auch die Inflationsentwicklung langfristig von der Geldmengenentwicklung determiniert wird, werden in der Praxis bei der Modellierung von P*-Modellen kurzfristig auch andere Inflationsindikatoren wie Lohnstückkosten und Importpreise berücksichtigt. Die letztgenannten Indikatoren finden daher auch nur in den Teil des Modells Eingang, der den Anpassungs-

* Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel, e-mail: jan.gottschalk@ifw.uni-kiel.de. — Die Autoren möchten sich vor allem bei Jörg Döpke, Hans-Eggert Reimers und Silke Tober für viele hilfreiche Anregungen bedanken. Alle verbleibenden Fehler sind allein auf die Autoren zurückzuführen.

¹ Für einen Literaturüberblick siehe Browne et al. (1997); für eine neuere Untersuchung siehe z. B. Coenen et al. (1999).

prozess an das langfristige, von den monetären Größen determinierte Gleichgewicht beschreibt.²

In diesem Beitrag soll die theoretische und empirische Evidenz für das P*-Modell etwas eingehender betrachtet werden. Dazu wird zunächst in Kapitel 2 die theoretische Grundlage des P*-Modells ausführlicher dargestellt. Hier wird zum einen die Verwandtschaft dieses Ansatzes mit der Quantitätstheorie gezeigt. Zum anderen wird deutlich, dass der P*-Ansatz eine Reihe von zusätzlichen Annahmen bezüglich des Potenzialoutputs, der Umlaufgeschwindigkeit und des Geldangebots umfasst. In Kapitel 3 werden diese Annahmen unter dem Gesichtspunkt aufgegriffen, wie sich die Einschränkung ihrer Gültigkeit auf die Prognosefähigkeit des P*-Ansatzes auswirkt. Unter anderem wird hier die Bedeutung der Stabilität der Geldnachfrage für die Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit sowie die Rolle der Geldmenge im Transmissionsmechanismus diskutiert. Im vierten Kapitel erfolgt eine kurze Darstellung der nicht-monetären Inflationsindikatoren.

Im weiteren Verlauf soll auf Basis von empirischen Prognosevergleichen evaluiert werden, wie gut die Preislücke als Inflationsprediktor im Vergleich zu anderen Indikatoren ist. Dazu werden in Kapitel 5 zunächst drei verschiedene Varianten des P*-Modells vorgestellt. Der Prognosevergleich in Kapitel 6 erfolgt auf Basis von ‚out-of-sample‘-Inflationsprognosen. Das heisst, dass alle Modelle für die Prognose nur die Informationen nutzen können, die bis zu Beginn des Prognosezeitraums bekannt sind. Dies soll sicherstellen, dass alle Modelle unter den gleichen Voraussetzungen prognostizieren und die Ergebnisse damit vergleichbar sind.³ Dieses Maß wird ‚in-sample‘-Eigenschaften wie der Signifikanz von Regressoren vorgezogen, weil für Prognostiker in der Regel die Treffergenauigkeit eines Modells das entscheidende Kriterium ist.⁴ Die Ergebnisse des Prognosevergleichs erlauben zum einen Rückschlüsse darauf, welche Modellierungsstrategien für das gleichgewichtige Preisniveau P* am erfolgversprechendsten sind. Zum anderen wird sich zeigen, ob die Preislücke ein superiorer Inflationsindikator ist. Da die Überlegenheit dieses Maßes oftmals gerade für längerfristige Inflationsprognosen postuliert wird, werden die Prognosen für einen Horizont bis zu zwei Jahren vorgenommen. Da man in der Praxis selten über längere Zeiträume prognostiziert, scheint dies der relevante Bereich für ‚längerfristige‘ Prognosen zu sein. Die Arbeit schliesst mit einer kurzen Diskussion der Ergebnisse und zieht Konsequenzen bezüglich der Modellierung und Prognose von Inflation im Euro-Raum.

2. Das P-Stern-Modell und die Quantitätstheorie

Der Ausgangspunkt zur Herleitung des P*-Modells ist die Quantitätsgleichung

$$MxV = PxY, \quad (1)$$

wobei M die Geldmenge bezeichnet, V die aktuelle Umlaufgeschwindigkeit angibt, P für das aktuelle Preisniveau und Y für den aktuellen Output steht.⁵ Gleichung (1) ist eine Identität und muss somit zu jedem Zeitpunkt gelten. Formt man sie nach dem Preisniveau um, so erhält man:

$$P = MxV / Y. \quad (2)$$

Man gelangt von Gleichung (2) zum P*-Modell, indem man annimmt, dass sowohl die Umlaufgeschwindigkeit als auch die Outputvariable einem Gleichgewichtspfad folgen und dass im Falle einer Störung beide Variablen recht rasch wieder auf diesen Pfad einschwenken. Zudem wird angenommen, dass die jeweiligen gleichgewichtigen Werte sich aus den historischen Daten ermitteln lassen. Kennzeichnet man die gleichgewichtigen Größen mit einem Stern, so erhält man die P*-Gleichung

$$P^* = MxV^* / Y^*. \quad (3)$$

Vergleicht man Gleichung (3) mit (2), so wird deutlich, dass das tatsächliche Preisniveau von seinem gleichgewichtigen Wert nur abweichen kann, wenn die Umlaufgeschwindigkeit und/oder der Output nicht ihren gleichgewichtigen Werten entsprechen. Da beide Größen aber annahmegemäss relativ rasch auf den Gleichgewichtspfad zurückkehren, muss sich auch das Preisniveau dem Wert von P* annähern. Eine Beschleunigung der Inflation ist zu erwarten, wenn das Preisniveau P unter P* liegt. Umgekehrt wäre eine abnehmende Inflationsrate zu prognostizieren, wenn das aktuelle Preisniveau das gleichgewichtige Niveau P* übertrifft:

$$\Delta p = \Delta p^* + \alpha(p^*_{t-1} - p_{t-1}) \quad \text{mit } \alpha > 0, \quad (4)$$

wobei kleine Buchstaben Logarithmen bezeichnen und Δ der Differenzenoperator ist.

Entspricht P dem Wert P*, so hängt die zu erwartende Inflation nur von der Rate der Geldmengenexpansion ab, welche maßgeblich für die Bestimmung von Δp^* ist:

$$\Delta p^* = \Delta m - \Delta v^* - \Delta y^*. \quad (5)$$

² Für eine Anwendung des P*-Konzepts für die Inflationsprognose in Euroland siehe z.B. Döpke et al. (1998a) und Goldman Sachs (1999).

³ Der Aufbau des Prognosevergleichs entspricht dem von Lawrence Christiano (1989) vorgeschlagenen Vorgehen in seinem Aufsatz ‚P*: Not the Inflation Forecaster’s Holy Grail‘.

⁴ Aus der Signifikanz eines Regressors ergibt sich nicht zwingend, dass diese Variable nützlich für die Prognose ist. Hat beispielsweise die Indikatorvariable nur einen kurzen Vorlauf vor der zu prognostizierenden Variable und ist selber schwer prognostizierbar, so dürfte ihr Beitrag zu längeren Prognosehorizonten gering sein.

⁵ Dieser Teil der Diskussion basiert im Wesentlichen auf Christiano (1989), 2 f.

⁶ Für eine detailliertere Darstellung siehe Tödter et al. (1994), 274 f.

Die Verwandtschaft zur Quantitätstheorie wird deutlich, wenn man Gleichung (1) nach der Geldmenge auflöst:⁷

$$M = P \times Y / V. \quad (6)$$

Die Quantitätstheorie ist in erster Linie eine Theorie der Geldnachfrage. Preise, Output und Umlaufgeschwindigkeit werden hier als gegeben gesehen und determinieren die langfristige Geldnachfrage. Die Quantitätstheorie legt also die Richtung der Kausalität fest; Gleichung (6) ist in diesem Sinne dann nicht mehr als eine Identität zu verstehen, sondern als eine Verhaltensgleichung.

Um von der Geldnachfragefunktion zu einer Inflationsprognose zu kommen, muss man mehrere zusätzliche Annahmen treffen.

Für die Umlaufgeschwindigkeit als exogene Variable wird in der Regel postuliert, dass sie von den herrschenden Zahlungsgewohnheiten abhängt, die wiederum von der zur Verfügung stehenden Technologie zur Durchführung von Transaktionen bestimmt wird. Diese soll sich — so die Annahme — nur langsam und stetig verändern. Wesentlich ist, dass ein langfristiger Einfluss der Geldmenge auf die Umlaufgeschwindigkeit nicht unterstellt wird. Die Essenz dieser Annahmen für die Umlaufgeschwindigkeit ist, dass sich diese wie im P*-Modell postuliert auf einem gut bestimmbareren Gleichgewichtspfad bewegt.

Für die Bestimmung des Outputniveaus wird angenommen, dass die Produktionstätigkeit in der langen Frist genau wie der gleichgewichtige Wert der Umlaufgeschwindigkeit nicht von dem Kurs der Geldpolitik abhängt, da für längere Zeiträume Freiheit von Geldillusion postuliert wird. Mit anderen Worten, Geld ist in der langen Frist neutral.

Des Weiteren wird unterstellt, dass die in Gleichung (6) beschriebene Geldnachfragefunktion stabil ist, so dass sie sich unter Berücksichtigung des Preisniveauziels und Prognosen für Umlaufgeschwindigkeit und Output gut vorhersagen lässt. Die hohe Bedeutung der Prognostizierbarkeit der Geldnachfrage wird bei der Diskussion der Annahme bezüglich des Geldangebots deutlich. Für das Euro-Gebiet kommen die meisten Studien zu dem Ergebnis, dass die Geldnachfrage für ein breites Aggregat wie M3 recht stabil ist. Dies legt nahe, dass auch die Umlaufgeschwindigkeit eine stabile Funktion ihrer Bestimmungsgrößen ist, womit ein wichtiger Bestandteil des P*-Modells empirisch gestützt wird.⁸

Schliesslich wird eine zentrale Annahme bezüglich des Geldangebots getroffen: Die Zentralbank bestimmt das Geldangebot und die Geldnachfrage passt sich an die von der Zentralbank determinierte Geldmenge an. Übertrifft die Geldversorgung seitens der Zentralbank die nachgefragte Geldmenge, so muss sich dieses letztlich allein in einer Erhöhung des Preisniveaus niederschlagen bis die nachgefragte Geldmenge wieder der angebotenen entspricht, da Geld annahmegemäß in der langen Frist neutral bezüglich der Entwicklung von Output und Umlaufgeschwindigkeit ist. Daraus folgt, dass allein die Geldmen-

genexpansion das gleichgewichtige Preisniveau determiniert, womit ein zentrales Element des P*-Modells theoretisch motiviert wird. Da es die Differenz zwischen Geldangebot und Geldnachfrage ist, die entscheidend für das Inflationspotenzial ist, muss die Geldnachfrage gut prognostizierbar sein, um von einem unterstellten Pfad der Geldmengenexpansion seitens der Zentralbank auf P* schließen zu können. Das Fazit dieser Betrachtung ist, dass sich der P*-Ansatz aus der Quantitätstheorie zusammen mit den hier dargestellten zusätzlichen Annahmen ableiten lässt.

3. P* und Inflationsprognosen — Eine nähere Betrachtung

Die zentrale Fragestellung dieses Kapitels ist, welche Auswirkung eine Lockerung der das P*-Modell begründenden Annahmen auf dessen Prognosefähigkeit hat. Da die Quantitätstheorie zusammen mit dem Postulat der Neutralität des Geldes weit reichende Zustimmung erfährt, wird oftmals wegen seiner engen Verwandtschaft der P*-Ansatz als das Prognosemodell erster Wahl eingeschätzt. In der Regel wird das einzige Problem mit diesem Modell in der möglichen Instabilität der Geldnachfragefunktion gesehen.⁹ Um zu zeigen, dass es auch andere Quellen möglicher Fehlprognosen gibt, soll die Diskussion in diesem Kapitel unter der Annahme erfolgen, dass die Geldnachfrage stabil ist.¹⁰ Mit anderen Worten: Die

⁷ Für eine Diskussion der Quantitätstheorie und ihre Entwicklung im Zeitablauf siehe auch Espinosa-Vega (1998).

⁸ Die Umlaufgeschwindigkeit ist definiert als $v = p + y - m$, während eine typische Geldnachfragefunktion folgende Form hat: $m - p = \beta_0 + y + \beta_2 r$; kleine Buchstaben sind Logarithmen; der Zins ist hier mit r bezeichnet. Die Restriktion, dass der Einkommenskoeffizient gleich eins ist, wird von den Daten oftmals nicht abgelehnt und vereinfacht das folgende Argument: Ist die Beziehung zwischen der Umlaufgeschwindigkeit und dem Zins r nicht stabil, kann auch die Geldnachfragefunktion in der hier gewählten Form nicht stabil sein, da letztere nichts anderes ist als eine Beziehung zwischen dem Kehrwert der Umlaufgeschwindigkeit ($m - p - y$) und dem Zins. Die empirische Evidenz spricht aber für die These der Stabilität der Geldnachfrage. Wenn man die Geldnachfrage modellieren kann, hat man damit auch ein Modell für die Umlaufgeschwindigkeit.

⁹ Die Rolle von Kointegration, Exogenität und Parameter-Konstanz im Zusammenhang mit der Schätzung von Geldnachfragefunktionen wird beispielsweise ausführlich von Ericsson (1999) diskutiert. Bezüglich der Bedeutung dieser Konzepte für Inflationsprognosen schreibt er: „Cointegration between money and other variables has no implications per se for predicting inflation or for monetary targeting. Rather, the role of excess money in the determination of inflation turns on the weak exogeneity of prices or the lack thereof.“

¹⁰ Für eine Diskussion verschiedener Stabilitätskonzepte und ihrer Bedeutung für die Geldpolitik siehe Clausen (1998). Mit Stabilität ist hier gemeint, dass es einen langfristigen Zusammenhang zwischen der nachgefragten Geldmenge und ihren Determinanten geben soll und zusätzlich dass die Parameter dieser Funktion im Zeitablauf konstant bleiben sollen.

Quantitätstheorie als Theorie der Geldnachfrage soll Gültigkeit haben. Zusätzlich wird Neutralität des Geldes bezüglich der Outputentwicklung angenommen. Die anderen Annahmen werden hingegen nacheinander zur Disposition gestellt.¹¹

Die ersten beiden Annahmen, die hier diskutiert werden, betreffen die gleichgewichtigen Pfade von Output und Umlaufgeschwindigkeit. Im Rahmen von P*-Inflationsprognosen sind zwei Punkte entscheidend. Zum einen müssen diese gut schätz- und prognostizierbar sein, zum anderen müssen die beiden Größen nach einer Störung relativ rasch wieder auf ihren jeweiligen Pfad einschwenken.

Was den gleichgewichtigen Pfad für den Output betrifft, so zeigt sich, dass entsprechende Potenzialschätzungen in der Regel mit hoher Unsicherheit verbunden sind.¹² Da aber auch andere Inflationsindikatoren oftmals Informationen über den Potenzialoutput benötigen, ist dies ein Problem, von dem eine Vielzahl von Prognosemodelle gleichermaßen betroffen sind. Insofern spricht dies nicht gegen den P*-Ansatz.

Die Schätzung der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit ist hingegen eine Herausforderung, der sich im Wesentlichen nur das P*-Modell zu stellen hat. Das folgende Kapitel widmet sich dieser Fragestellung ausführlicher und wird drei Varianten des P*-Modells vorstellen, die sich nur in der Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit unterscheiden. Da in diesem Kapitel die Stabilität der Geldnachfrage unterstellt wird, sollte dies prinzipiell ein lösbares Problem sein. Allerdings impliziert die Stabilitätsannahme nicht, dass die Umlaufgeschwindigkeit sich stetig entlang eines deterministischen Trends bewegen muss; es kann sich dabei auch um einen stochastischen Trend handeln. Zudem zeigen Schätzungen von Geldnachfragefunktionen oftmals, dass diese zinsabhängig ist, womit auch die Umlaufgeschwindigkeit eine Funktion der Zinssätze ist. Dies macht es erforderlich, dass man für die Prognose der gleichgewichtigen Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit den Pfad der Zinsentwicklung prognostizieren muss. Diese Zinsprognose sollte zum einen konsistent mit dem unterstellten Pfad der Geldmengenexpansion sein. Zum anderen spielen aber zumindest bei Zinssätzen für Wertpapiere mit längeren Laufzeiten auch Inflationserwartungen eine Rolle (Fisher-Effekt). Für die Prognose der langen Zinsen wäre also eine Inflationsprognose nützlich, was hier offensichtlich unpraktisch ist. Zudem werden die langen Zinsen auch von Entwicklungen auf den internationalen Kapitalmärkten beeinflusst, was die Prognose zusätzlich erschwert. Verändert sich die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit (bzw. Geldnachfrage) in Folge von Zinsänderungen, berührt dies unmittelbar die Inflationsprognose, da eine gegebene Geldmengenexpansion seitens der Zentralbank dann mit einem anderen gleichgewichtigen Preisniveau P* korrespondiert. Wenn die Zinselastizität der Geldnachfrage eher

klein ist, mögen Unsicherheiten bezüglich der Zinsprognose nicht weiter bedeutsam sein. Die EZB findet bei der Ableitung ihres Referenzwertes für M3, dass die Modellierung der trendmäßigen Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit mit Hilfe eines deterministischen Trends oder mit Hilfe einer Geldnachfragefunktion zu ähnlichen Ergebnissen kommt. Allerdings konstatiert sie einen im Rahmen von Inflationsprognosen nicht unerheblichen Unsicherheitsbereich bei dieser Schätzung, indem sie einen Korridor von einem halben bis zu einem Prozent für den trendmäßigen jährlichen Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit angibt.¹³ Trotz der Annahme einer stabilen Geldnachfragefunktion mag sich die Modellierung der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit von daher als problematisch erweisen.

Die Annahme einer stabilen Geldnachfrage stellt zudem nicht sicher, dass die Umlaufgeschwindigkeit zu jedem Zeitpunkt ihrem gleichgewichtigen Wert entspricht, da die Geldnachfragefunktion eine stochastische Funktion ist und somit Geldnachfrageschocks auftreten. Da jedes Prognosemodell stochastisch ist, ist dies an sich keine Besonderheit des P*-Modells. Für die relative Prognosequalität ist aber entscheidend, wie hoch die Varianz der Geldnachfrageschocks relativ zur Varianz der Störgröße alternativer Modelle ist. Diese Frage ist nur empirisch zu klären.

Ein weiterer Aspekt ist, dass ein Geldnachfrageschock recht persistente Wirkungen haben kann, so dass sich die Umlaufgeschwindigkeit nach einem Schock nur langsam wieder der gleichgewichtigen Relation annähert. Schließlich stellt die Annahme der Existenz einer stabilen Geldnachfragefunktion nur für die lange Frist sicher, dass die Anpassung an das Gleichgewicht erfolgt. Die empirische Evidenz deutet vielfach darauf hin, dass dieser Anpassungsprozess mehrere Jahre in Anspruch nehmen kann.¹⁴ Als Folge kann die Umlaufgeschwindigkeit für län-

¹¹ Für jedes Prognosemodell können Gründe für mögliche Fehlprognosen angeführt werden. Dieses Kapitel dient von daher nicht dazu, das P*-Modell im Vergleich zu anderen Modellen als ein a priori untaugliches Modell anzuführen. Es soll vielmehr nur motiviert werden, warum die Qualität von P*-Modellen im Vergleich zu anderen Modellen nicht allein auf Grund theoretischer Überlegungen entschieden werden kann, sondern dies eine empirische Frage ist.

¹² Für eine Diskussion verschiedener Methoden zur Potenzialschätzung siehe z.B. International Monetary Fund (1999), 70 ff.; Tober et al. (1999), 17 und Döpke et al. (1998b), 267 ff.

¹³ Vgl. EZB (1999), 40.

¹⁴ Clausen (1998) schätzt auf Basis des Ladungskoeffizienten für den Fehlerkorrekturterm seiner Geldnachfragegleichung die mittlere Anpassungsdauer an das Gleichgewicht nach einer Störung auf rund fünf Jahre. Die mittlere Anpassungsdauer bezeichnet dabei den Zeitraum nach dem 50% des Ungleichgewichts abgebaut sind. Die Ergebnisse in Gottschalk (1999) lassen auf eine ähnliche Größenordnung schließen. Folgt man den Schätzergebnissen von Coenen et al. (1999), so liegt die mittlere Anpassungsdauer nur bei knapp zwei Jahren.

gere Zeiträume von ihrem gleichgewichtigen Wert abweichen. Bei der Berechnung des gleichgewichtigen Preisniveaus P^* wird aber unterstellt, dass Output und Umlaufgeschwindigkeit sich entlang ihrer gleichgewichtigen Pfade bewegen. Daraus folgt, dass die hier getroffenen Annahmen zwar die Gültigkeit der P^* -Restriktion für lange Prognosehorizonte sicherstellen, für kurze Horizonte muss dieses aber nicht der Fall sein.¹⁵ Anders formuliert, die Quantitätstheorie ist vor allem eine Theorie über einen langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmenge und ihren Bestimmungsgrößen. Dass diese in der kurzen Frist nur wenig Aussagekraft für die Inflationsentwicklung hat, wird selbst von Lucas (1986) zugestanden, der ansonsten auf empirischer Basis die Bedeutung der Quantitätstheorie für die lange Frist betont.¹⁶ Dieses Argument wird auch von Christiano (1989) aufgegriffen. Er betont, dass die Konsistenz des P^* -Ansatzes mit der Quantitätstheorie irrelevant für dessen Prognoseeigenschaften ist: „... For the consistency here is between ideas about inflation over the long run — a period of perhaps 10–20 years. As we have seen, P^* 's forecasts are for inflation over a much shorter period, only 2–3 years. The quantity theory says nothing about that period. So the agreement between P^* and the quantity theory says nothing about P^* 's ability to predict inflation in the shorter run.“

Die dritte wesentliche Annahme des P^* -Modells, die hier näher diskutiert werden soll, ist die Annahme über die Rolle der Geldmenge in der Transmission geldpolitischer Impulse. Entscheidend im Rahmen des P^* -Modells ist, dass die Zentralbank den Geldumlauf kontrolliert und die Geldmenge gleichzeitig die zentrale Bestimmungsgröße für das Preisniveau ist. Zusammen mit der Annahme einer stabilen Geldnachfragefunktion lässt sich der Geldmarkt durch Gleichsetzen von Geldangebot und Geldnachfrage folgendermaßen darstellen:

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 r_t + P_t + \varepsilon_t. \quad (7)$$

Zusätzlich zu den bereits eingeführten Variablen M , Y und P bezeichnet r eine Zinsvariable und ε einen Störterm. In der dem P^* -Modell zu Grunde liegenden Sichtweise bestimmt die Zentralbank das Geldangebot M , so dass diese Variable in (7) exogen ist.¹⁷ Die Geldnachfrage, die hier als Funktion von Einkommen, Preisen und Zins modelliert wird, ist die endogene Größe. Im Falle eines geldpolitischen Impulses, z. B. in Form einer Ausweitung des Geldangebots, passen sich Einkommen, Preise und Zins solange an, bis der Geldmarkt sich wieder im Gleichgewicht befindet. Der Geldmenge kommt damit im Transmissionsmechanismus die zentrale Rolle zu. Es wird zudem eine eindeutige Kausalrichtung postuliert, die von der Geldmenge zu den hier angeführten endogenen Variablen läuft.

Allerdings gibt es auch andere Sichtweisen der Transmission von geldpolitischer Aktion zum realen Sektor, die der Geldmenge eine weit weniger prominente Position

einräumen.¹⁸ Maßgeblich für die Effektivität der Geldpolitik können demnach Zins- oder Wechselkurseffekte sein, die gegebenenfalls durch den so genannten Kreditkanal verstärkt werden.¹⁹ Die Gleichung (7) wird in diesem Zusammenhang grundlegend anders interpretiert: Sie kann auch als Geldnachfragegleichung aufgefasst werden. Der wesentliche Unterschied zu dem oben dargestellten Konzept ist, dass die Geldmenge hier endogen bestimmt wird.²⁰ Die Kausalität läuft in diesem Falle vom realen Sektor zur Geldmenge. Ein positiver Nachfrageschock schlägt sich beispielsweise zunächst in einem höheren Output nieder und damit auch in einer steigenden Geldnachfrage. Da der Bankensektor im Zusammenspiel mit dem Publikum die Fähigkeit zur Geldschöpfung hat und zudem die Zentralbank sich in der Regel gezwungen sieht, den höheren Geldbedarf des Bankensektors zu akkommodieren, um Zinsausfälle zu vermeiden, führt die höhere Geldnachfrage auch zu einer höheren Geldhaltung.²¹ Der Nachfrageschock mag schließlich zu steigenden Preisen führen, sofern die gesamtwirtschaftliche

¹⁵ Bei Schätzungen von P^* -Modellen zeigt sich oftmals, dass die Preislücke nur relativ langsam geschlossen wird, was darauf hindeutet, dass die P^* -Restriktion nur in der langen Frist erfüllt ist. Zieht man für den Euro-Raum die Fehlerkorrekturschätzungen von Goldman Sachs (1999) und Döpke et al. (1998a) heran, so ergibt sich aus den Ladungskoeffizienten eine mittlere Anpassungsdauer von respektive zwei und vier Jahren. Erstere ist für M3 berechnet, letztere für M1.

¹⁶ Lucas (1986), 407 schreibt: „The simple form of (1) of the quantity theory tells us nothing about the patterns (if there are any) shown in figure 2 [a plot of the annual rates of M1 growth and annual rates of inflation], nor does it suggest a line of attack on the problems of short-run monetary dynamics.“

¹⁷ Ein geldpolitisches Regime, das gut mit dieser Vorstellung korrespondiert, wäre die Volcker Periode in den Vereinigten Staaten oder auch die Geldmengensteuerungsstrategie der Deutschen Bundesbank bis 1989, in dessen Zentrum ein von der Bundesbank angekündigter Expansionspfad für das eng abgegrenzte Zentralbankgeldmengenaggregat stand. Für die breite Geldmenge M3, die in der nachfolgenden Periode die Rolle des Zwischenziels übernahm, ist es hingegen weniger klar, inwieweit dieses Aggregat durch das von der Bundesbank kontrollierte Geldangebot determiniert wurde oder ob hier vor allem nachfrageseitige Bestimmungsgrößen maßgeblich waren, die im folgenden Abschnitt dargestellt werden.

¹⁸ Hier wird vor allem die Bedeutung von Geldangebotsschocks für die konjunkturelle Entwicklung und die Bestimmung des Preisniveaus in Frage gestellt. Für eine exzellente Diskussion der Rolle von Geldmengen in makroökonomischen Modellen siehe z. B. Romer (2000). Da seiner Meinung nach Geldmengenaggregate in der Praxis der heutigen Geldpolitik keine Rolle spielen, schlägt er ein modifiziertes IS/LM System vor, bei dem die LM-Kurve durch eine Reaktionsfunktion der Zentralbank ersetzt wird, die die Zinssetzung beschreibt.

¹⁹ Für eine exzellente Übersicht siehe Mishkin (1995).

²⁰ Eine detaillierte Diskussion der Frage der Endogenität oder Exogenität der Geldmenge findet sich in Milbourne (1988).

²¹ Die Zentralbank kann dem expansiven Nachfrageschock natürlich mit Zinserhöhungen entgegenwirken und damit den Anstieg der realen Aktivität begrenzen. Damit fällt auch der Anstieg der Geldnachfrage geringer aus. Das Argument, wonach die Geldmenge endogen bestimmt wird, ist davon aber unberührt.

Nachfrage das Angebot übertrifft. In diesem Sinne kann die endogen bestimmte Geldmenge ein kontemporärer Indikator für die Outputentwicklung sein und gleichzeitig einen Vorlauf vor der Inflation haben.²² Wesentlich ist aber, dass hier die P^* -Restriktion, wonach es ein durch die Geldmengenexpansion determiniertes gleichgewichtiges Preisniveau gibt, keinen Platz hat. Auch im Fall der endogen determinierten Geldmenge kann die Zentralbank ein Preisziel durch Einsatz ihrer zinspolitischer Instrumente verfolgen. Der Transmissionsmechanismus vom Zins zum Preisniveau kann dabei sehr vielschichtig sein und über die Beeinflussung der realen Aktivität unter anderem das Lohnsetzungsverhalten oder Aufschlagfaktoren bei der Preiskalkulation berühren. Die Geldmenge ergibt sich dabei als Ergebnis dieses Transmissionsprozesses. Sie ist unter anderem eine Funktion des realisierten Preisniveaus, so dass sich hier die Kausalitätsrichtung im Vergleich zum P^* -Szenario umkehrt.

Diese Diskussion legt nahe, dass die Annahme einer stabilen Geldnachfragefunktion alleine nicht das P^* -Modell motiviert. Vielmehr kommt den zusätzlichen Annahmen, die im vorangegangenen Kapitel getroffen worden sind, eine zentrale Bedeutung zu. Ein möglicher Ansatz wäre es nun, diese Annahmen im Rahmen ökonomischer Modelle direkt zu überprüfen. Dazu wären allerdings eine Vielzahl von Inflationsmodellen zu spezifizieren, da es ja zum Beispiel bei der Frage der Varianz der Geldnachfrageschocks darum geht, wie hoch diese relativ zu alternativen Modellen ist. Dies würde den Rahmen dieser Arbeit übersteigen. Eine empirische Überprüfung der These, wonach die im Umlauf befindliche nominale Geldmenge exogen bestimmt wird (also von der Zentralbank) und nicht das Produkt eines endogenen Geldschöpfungsprozesses ist, gestaltet sich wegen der statistischen Eigenschaften der Geldmenge ebenfalls als schwierig.²³ Für den Euro-Raum liegen diesbezüglich nach Kenntnis der Autoren noch keine Ergebnisse vor. Deshalb wird in dieser Arbeit ein anderer Weg eingeschlagen und das P^* -Modell direkt anhand seiner Prognoseleistung beurteilt. Das folgende Kapitel stellt jedoch zuvor die alternativen Inflationsindikatoren kurz vor.

4. Alternative Inflationsindikatoren

Da das P^* -Modell ein Vertreter eines monetären Inflationsmodells ist, liegt der Schwerpunkt in diesem Kapitel auf nicht-monetären Inflationsindikatoren.

Die Bestimmung von Preisen wird in ökonomischen Modellen oftmals mittels einer Mark-up-Preisbildung dargestellt, wonach das Preisniveau sich aus einer Aufschlagkalkulation auf die gesamten Stückkosten ergibt. Die maßgeblichen Kostenkomponenten sind dabei in der Regel die Lohnstückkosten, Importpreise und Rohstoff-

preise. Als Maß für die Entwicklung der Lohnstückkosten im Euro-Raum wird hier der Lohnstückkostenindex der OECD verwendet.²⁴ Bezüglich der Rolle der Importpreise als Kostenfaktor sind zwei Komponenten zu betrachten. Zum einen spiegelt sich in den Importpreisen die Preisentwicklung im Ausland wieder. Eine geeignete Zeitreihe für diesen Zweck stand leider nicht zur Verfügung. Zum anderen spielt die Wechselkursentwicklung eine entscheidende Rolle. Der Einfluss des Wechselkurses auf die Preisentwicklung im Euro-Raum wird hier mit Hilfe des nominalen Wechselkurses zwischen ECU und US-Dollar abgebildet. Der nominale effektive Außenwert des Euro wäre im Prinzip vorzuziehen, eine lange Zeitreihe war aber ebenfalls nicht verfügbar. Um den Informationsgehalt der Rohstoffpreisentwicklung für die Inflation im Euro-Raum zu erfassen, wird der HWWA-Rohstoffpreisindex als Inflationsindikator herangezogen.

Die Aufschlagsätze bei der Mark-up-Preisbildung können im Prinzip flexibel sein, wobei hier der gesamtwirtschaftlichen Nachfragesituation wohl eine entscheidende Rolle zukommt. Eine boomende Konjunktur erlaubt es Unternehmen eher, Preissteigerungen durchzusetzen, und sie stärkt zudem die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften, was zu einem kräftigeren Lohnauftrieb führen kann. Als ein Maß für die konjunkturelle Situation wird hier zum einen der Output-Gap der OECD verwendet und zum anderen als alternative Berechnungsmethode der auf dem Hodrick-Prescott-Filter basierende Output-Gap.²⁵

²² Aus diesem Grunde kann auch in dieser Sichtweise des Transmissionsmechanismus der Geldmenge im Rahmen der geldpolitischen Strategie immer noch eine prominente Rolle zukommen. Für nähere Untersuchungen bezüglich der Kontrollierbarkeit der Geldmenge M3 im Euro-Raum bei Verwendung zinspolitischer Instrumente siehe Coenen et al. (1999), Vlaar et al. (1998) und Cabrero et al. (1998).

²³ Wie im folgenden Kapitel noch ausführlicher dargelegt wird, ist die nominale Geldmenge M3 wohl am besten als eine I(2)-Variable aufzufassen. Bei der Analyse von Geldnachfragefunktionen wird in der Regel die reale Geldmenge (M3-P) untersucht, die einen niedrigeren Integrationsgrad von eins hat und sich daher mit herkömmlichen Verfahren wie der Johansen-Prozedur untersuchen lässt. Für die reale Geldmenge findet man oft, dass diese nicht als exogen angesehen werden kann (siehe z. B. Coenen et al. (1999)). Da hier aber die Exogenität für die nominale Geldmenge postuliert wird und dies im Rahmen einer I(2)-Analyse getestet werden müsste, bleibt diese Frage hier offen.

²⁴ Für eine genauere Beschreibung der Daten siehe Appendix A.

²⁵ Für ein hervorragendes Beispiel eines empirischen Inflationsmodell basierend auf Mark-up-Preisbildung mit flexiblen Aufschlagsätzen siehe de Brouwer et al. (1998). Für ein Modellierungsansatz, der in einem multivariaten Modell Langfristbeziehungen jeweils für nachfrageinduzierte Inflation, importierte Inflation und für ein monetäres Modell schätzt und schließlich in einer Bestimmungsgleichung für die Inflation zusammenfasst, siehe Juselius (1992). Für ein monetäres Inflationsmodell, das zusätzlich den realen Wechselkurs berücksichtigt, siehe Hansen et al. (1996).

Schließlich werden noch kurz- und langfristige Zinsen sowie die Zinsdifferenz als Inflationsindikatoren berücksichtigt. Gemäß der Fisher-Hypothese werden nominale Zinsen neben ihrer realen Komponente wesentlich von Inflationserwartungen bestimmt, so dass man mit ihrer Hilfe die Markterwartungen bezüglich der künftigen Inflationserwartungen für die Prognose nutzen kann. Bei den kurzen Zinsen spielt zudem eine Rolle, dass sie gegebenenfalls auch ein Maß für den geldpolitischen Kurs sind, was ebenfalls zu ihrer Indikatoreigenschaft beitragen kann. Für die Zinsdifferenz lässt sich zeigen, dass sie über den Laufzeitbereich die Erwartungen bezüglich der Veränderung der Inflationsrate, des realen Zinses und der Risikoprämie widerspiegelt.²⁶ Nimmt man, dass die beiden letzten Größen im Zeitablauf konstant sind, ist auch die Zinsdifferenz ein Maß für Inflationserwartungen.²⁷

5. Schätzungen von P*-Modellen

Es gibt verschiedene Möglichkeiten zur Modellierung von P*-Ansätzen. In diesem Kapitel werden dazu drei unterschiedliche Ansätze vorgestellt. Dies soll zum einen ermöglichen, mit Hilfe des Prognosevergleichs im folgenden Kapitel erste Rückschlüsse darauf zu gewinnen, welche Modellierungsstrategie wohl am erfolgversprechendsten ist. Zum anderen soll sichergestellt werden, dass das P*-Modell beim Vergleich mit anderen Inflationsindikatoren nicht dadurch benachteiligt wird, dass eine inadäquate empirische Umsetzung dieses Ansatzes gewählt worden ist.

Wie bereits in den vorangegangenen Kapiteln dargestellt wurde, benötigt die Inflationsprognose auf Basis

des P*-Ansatzes als Input Informationen über den gleichgewichtigen Pfad von Output und Umlaufgeschwindigkeit.

Als Potenzialschätzung für den Output wird hier der Hodrick-Prescott-Filter²⁸ verwendet, dessen Vorzug hauptsächlich in der Einfachheit seiner Berechnung liegt und der sich in der Vergangenheit bei der Ermittlung von Output-Gaps für den Euro-Raum bereits bewährt hat.²⁹ Da es sich um einen zweiseitigen Filter handelt, müssen bei der Bestimmung des Potenzials am aktuellen Rand auch Prognosewerte für die tatsächliche Outputentwicklung in die Berechnung eingehen. Dazu wird hier die Vorhersage für den Euro-Raum bis Ende des Jahres 2000 des Kieler Instituts für Weltwirtschaft verwandt.³⁰

²⁶ Für eine detaillierte Diskussion des Informationsgehalts der Zinsdifferenz siehe Berk (1998).

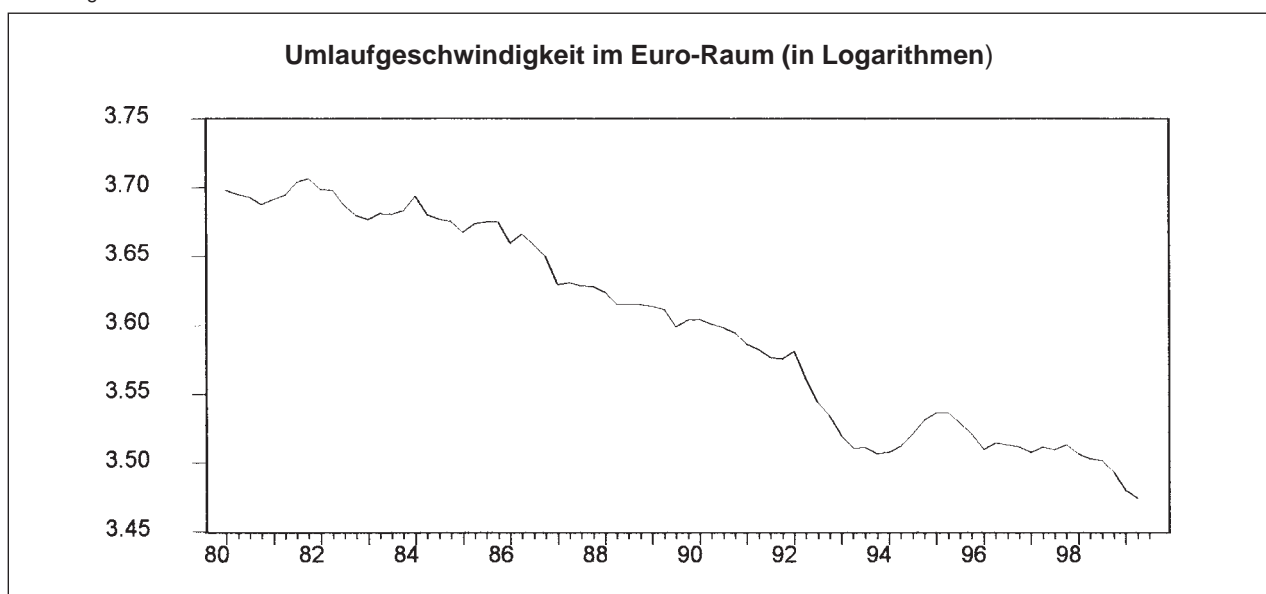
²⁷ Für jede einzelne Variable, die hier aufgelistet worden ist, ließen sich eine Reihe von Gründen für mögliche Fehlprognosen anführen. Da aber das P*-Modell im Mittelpunkt dieser Arbeit steht, unterbleibt diese Diskussion hier.

²⁸ Bei diesem Filter handelt es sich um einen zweiseitigen linearen Filter, der zu einer geglätteten Outputreihe führt, die dann als Schätzung für den Potenzialoutput dient. Dazu wird die Varianz des tatsächlichen Outputs um den Potenzialoutput minimiert, wobei Schwankungen der Wachstumsrate des Potenzialoutputs möglichst vermieden werden sollen. Diese werden bei der Formulierung des Minimierungsproblems mit einem Straffaktor berücksichtigt. Für diesen Faktor wird hier der bei Quartalsdaten übliche Wert 1600 gewählt. Für eine ausführlichere Diskussion siehe Kydland et al. (1990).

²⁹ Siehe Döpke et al. (1998b), 267 ff.

³⁰ Siehe Gern et al. (1999), 330.

Abbildung 5.1



Im Vordergrund steht in diesem Kapitel die Modellierung der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit. Die tatsächliche Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit im Euro-Raum ist in Abbildung 5.1 dargestellt. Deutlich zu erkennen ist der trendmäßige Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit in den letzten zwei Jahrzehnten, aber auch eine spürbare Abweichung vom Trend in den Jahren 1992 bis 1995, in denen die Umlaufgeschwindigkeit zunächst stark abnahm und dann wieder kräftig anstieg. Die EZB führt diese Sonderentwicklung auf die Wechselkurskrise des EWS, erhebliche Zinsbewegungen sowie weit reichende Änderungen bei der Besteuerung von Zinseinkommen in einigen europäischen Ländern zurück.³¹ Im weiteren Verlauf dieses Kapitels sollen nun drei Ansätze vorgestellt werden, die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit zu modellieren. Der Erste nimmt als Ausgangspunkt eine Schätzung einer Geldnachfragefunktion, der Zweite basiert auf einem trendstationären Modell und der Dritte nimmt als Approximation der trendmäßigen Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit einen gleitenden Durchschnitt ihrer Veränderungsraten.³² Letzteres entspricht einem einseitigen Filter, was gegenüber dem oben verwendeten Hodrick-Prescott-Filter den Vorteil hat, dass keine Prognosewerte über die künftige Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit benötigt werden.³³

Bevor die verschiedenen Modellierungsansätze näher diskutiert werden, muss noch kurz auf die Stationaritätseigenschaften der Zeitreihen eingegangen werden. Im Appendix sind zu diesem Zweck in Tabelle A2 die Ergebnisse von Augmented Dickey Fuller- (ADF), Phillips-Perron- (PP) und von Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin- (KPSS) Tests wiedergegeben.³⁴ Der ADF-Test sowie der Phillips-Perron-Test prüfen dabei die Nullhypothese der Nicht-Stationarität, während der KPSS-Test die Stationarität der Variable als Nullhypothese hat. Für die Modellierung der Geldnachfrage sind zunächst die Geldmenge, Preise und der Output von Interesse.³⁵ Für die ersten beiden Größen kommen alle drei Testverfahren zu dem Ergebnis, dass es sich hier bei um I(2)-Variablen handelt, wenn man ein Signifikanzniveau von 1% zu Grunde legt. Das heißt, man muss diese Variablen zweifach differenzieren, um Stationarität zu erzeugen. Für die reale Geldmenge, also die Differenz von nominaler Geldmenge und Preisniveau, zeigen der Phillips-Perron- und der KPSS-Test hingegen an, dass diese als eine I(1)-Variable aufgefasst werden kann. Als dritte Variable geht der Output ein, für den alle drei Tests übereinstimmend zeigen, dass diese Variable ebenfalls integriert vom Grade eins ist.

Der erste Ansatz zur Modellierung der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit geht auf eine Arbeit von Tödter und Reimers (1994) für Deutschland zurück. Die wesentliche Annahme ist, dass in der Geldnachfragefunktion³⁶

$$m - p = \beta_0 + \beta y + u \quad (8)$$

der Einkommenskoeffizient β größer als eins ist. Setzt man (8) in die Identität (1) ein, erhält man

$$v = -\beta_0 + (1 - \beta)y - u, \quad (9)$$

so dass bei $\beta > 1$ die Umlaufgeschwindigkeit im Falle eines stetig zunehmenden Einkommen trendmäßig abnimmt. Diese Annahme bezüglich des Einkommenskoeffizienten lässt sich zum Beispiel theoretisch motivieren, wenn man Geld als ein superiores Gut auffasst oder Vermögenseffekte geltend macht.^{37 38} Ausgehend von (9)

³¹ Siehe EZB (1999), 38.

³² Die ersten beiden Vorgehensweisen werden auch von der EZB angewendet. Siehe EZB (1999), 40.

³³ Für den Output des Euro-Raums sind Prognosewerte leicht erhältlich, für die Umlaufgeschwindigkeit gilt dies weniger.

³⁴ Für nähere Angaben siehe Tabelle A2.

³⁵ Der Integrationsgrad der verbleibenden Variablen wird in Kapitel fünf diskutiert.

³⁶ Kleine Buchstaben bezeichnen Logarithmen.

³⁷ Allerdings sind hier auch andere Annahmen möglich. Ansätze, die auf einer mikroökonomischen Fundierung der Transaktionskasse beruhen, kommen z.B. zu dem Ergebnis, dass der Einkommenskoeffizient bei 0,5 liegt. Siehe Willms (1994), 39 ff.

³⁸ Die oftmals unterstellte Zinsabhängigkeit der Geldnachfrage wird von den beiden Autoren nur für die kurze Frist gesehen, da die Zinsdifferenz den trendmäßigen Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit nur erklären kann, wenn sie selber einen (stochastischen) Trend hat und damit eine I(1)-Variable ist. Die Evidenz für Deutschland legt aber nach Ansicht von Tödter und Reimers nahe, dass die Zinsdifferenz stationär um einen konstanten Wert ist und daher keinen langfristigen Einfluss auf die Umlaufgeschwindigkeit ausüben kann. Für den Euro-Raum ist die Evidenz bezüglich der Stationarität der Zinsdifferenz nicht eindeutig. Während der ADF- und der Phillips-Perron-Test die Nullhypothese der Nicht-Stationarität nicht ablehnen können, lehnt der KPSS-Test hingegen die Nullhypothese der Stationarität nicht ab. Ein multivariater Stationaritätstest im Rahmen des Johansen-Verfahrens, wie er für einen vergleichbaren Datensatz von Coenen et al. (1999) durchgeführt wird, kommt ebenfalls zu dem Ergebnis, dass die Stationaritätshypothese für die Zinsdifferenz nicht abgelehnt werden kann.

Aber auch wenn man die Zinsdifferenz als stationär ansieht, so können die Zinsen dennoch einen langfristigen Erklärungsbeitrag zu einem trendmäßigen Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit leisten, und zwar wenn sie selber einen stochastischen Trend haben, worauf die Stationaritätstests in Tabelle 1B hindeuten, und wenn man zudem den Einfluss der Zinsen nicht auf den der Zinsdifferenz restringiert. So hat in Gottschalk (1999) und auch in Clausen et al. (1998) der Zinskoeffizient für den langen Zins einen betragsmäßig weit höheren Wert als der für den kurzen Zins, so dass der Gesamteinfluss der Zinsen auf die Geldnachfrage im Euro-Raum von dem trendmäßigen Rückgang der langen Zinsen im Untersuchungszeitraum dominiert wird und der Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit somit Ausdruck des Rückgangs der Opportunitätskosten der Geldhaltung ist. In dieser Arbeit soll aber dem Vorgehen von Tödter und Reimers gefolgt werden. Auf eine Modellierung des Zinseinflusses auf die Geldnachfrage wird hier verzichtet, weil man für eine Prognose der Geldnachfrage Prognosewerte für die Zinsen brauchen würde. Da die Zinsen aber zumindest teilweise von Inflationserwartungen determiniert werden, bräuchte man dazu eine Inflationsprognose, was offensichtlich unpraktisch ist, da die Geldnachfrage hier überhaupt nur für die Generierung einer Inflationsprognose modelliert wird.

schlagen die beiden Autoren folgendes Maß für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit vor:

$$v^* = v_0 + (1 - \beta)y^* \quad (10)$$

Setzt man (10) in die Definition von P^* ein, also Gleichung (3), erhält man

$$p^* = m - \beta y^* + v_0, \quad (11)$$

wobei hier für b^* die Potenzialschätzung auf Basis des Hodrick-Prescott-Filters verwendet wird.³⁹ Die Preislücke hat demnach die Form

$$p^* - p = \beta(y - y^*) + u. \quad (12)$$

Wesentlich ist, dass die Preislücke (12) eine stationäre Größe sein muss, um in Prognosemodellen Verwendung zu finden. Zudem implizieren die Annahmen des P^* -Modells Stationarität der Preislücke. Dazu muss in (12) die Outputlücke stationär sein, was hier durch die Verwendung des Hodrick-Prescott-Filters sichergestellt ist, und zudem muss die Restgröße u stationär sein, was bedeutet, dass Gleichung (8) eine Kointegrationsbeziehung sein muss.

Tödter und Reimers schätzen nun die Gleichung (11) mit p an der Stelle von p^* und erhalten mit dem Teil des Preisniveaus, der durch die Regression erklärt wird, eine Zeitreihe für p^* . Wendet man dieses Verfahren für den Euro-Raum für die Jahre 1980 bis 1999 an, erhält man folgendes Ergebnis:⁴⁰

$$p^* = m3 - \underset{(-157,62)}{1,59} y^* + \underset{(108,99)}{7,76} \quad R^2=0,99. \quad (13)$$

In Tabelle A2 finden sich die Ergebnisse der Stationaritätstests für die implizierte Preislücke ($pgapTR$). Demnach finden sich keinerlei Anzeichen für Nicht-Stationarität, so dass dieses Modell die erste Hürde als Kandidat für ein Inflationsmodell nimmt. In Abbildung 5.2 ist die Preislücke zusammen mit der Inflationsrate (Quartalsrate) grafisch dargestellt (in vH). Eine positive Preislücke sollte eine Beschleunigung der Inflation signalisieren, während eine negative Preislücke eine Verlangsamung anzeigen sollte. Die Grafik lässt eine solche Beziehung kaum erkennen.

Die zentrale Annahme für den zweiten Ansatz zur Modellierung der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit ist, dass diese eine trendstationäre Größe ist. Diese Eigenschaft einer Zeitreihe wird in der Regel vor allem als eine empirische Frage aufgefasst, so dass das Setzen einer Annahme an dieser Stelle ungewöhnlich erscheinen muss. Für das hier gewählte Vorgehen sind drei Argumente maßgeblich.

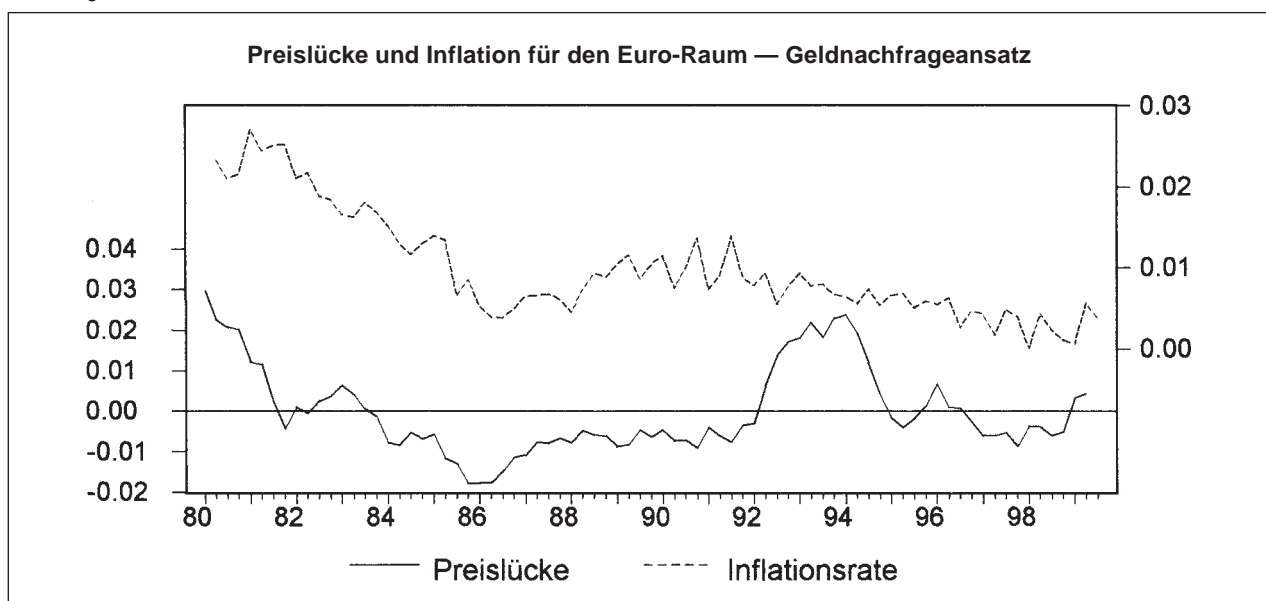
So hat erstens die Diskussion um die Eigenschaften von Stationaritätstests gezeigt, dass diese nur eine gerin-

³⁹ Man kann Gleichung (11) als eine invertierte Geldnachfragefunktion auffassen. Ob die Stabilitätseigenschaften einer Geldnachfragefunktion auch noch gelten, wenn man diese invertiert, ist fraglich. Für eine ausführliche Diskussion dieser Problematik siehe Ericsson et al. (1998), 376 ff.

⁴⁰ In Klammern sind die t-Werte angegeben.

⁴¹ Dieses Ergebnis ist bemerkenswert ähnlich zu der entsprechenden Schätzgleichung von Tödter und Reimers. Sie finden für Deutschland: $p^* = m3 - 1,56y^* + 7,63$ $R^2 = 0,98$.

Abbildung 5.2



ge Güte haben.⁴² Es erscheint von daher zweckmäßig, neben einem Modell, das einen stochastischen Trend für die Umlaufgeschwindigkeit postuliert, auch ein trendstationäres Modell ins Rennen zu schicken. Anstatt die Auswahl bezüglich der geeigneten Modellierungsstrategie auf Einheitswurzeltests zu basieren, deren geringe Güte bekannt ist, erfolgt die Entscheidung im folgenden Kapitel auf Grund der jeweiligen Prognoseleistung, welches in dieser Arbeit das zentrale Kriterium ist.⁴³

Zum Zweiten kann auch aus der Vorstellung über den zu Grunde liegenden ökonomischen Prozess auf die Stationaritätseigenschaft einer Größe geschlossen werden. Es ist in Kapitel 2 dargelegt worden, dass die Umlaufgeschwindigkeit im Rahmen des P*-Modells als eine Größe gesehen wird, die von den herrschenden Zahlungsgewohnheiten bestimmt wird und die sich daher nur langsam und stetig verändert. Die Annahme eines trendstationären Prozesses korrespondiert von daher gut mit den theoretischen Grundlagen des P*-Ansatzes.

Drittens ist die Verwendung von linearen Trends für die Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit in der wirtschaftspolitischen Diskussion recht verbreitet. Wie bereits in Kapitel 3 ausgeführt, hat auch die EZB bei der Ableitung ihres Referenzwertes für die Geldmengenexpansion neben einer Geldnachfragefunktion auch lineare Trends über verschiedene Stützperioden herangezogen, um zu einem Urteil über die trendmäßige Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit zu kommen. Auch die Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute⁴⁴ verwendet für den gleichen Zweck ein lineares Trendmodell über den Zeitraum 1995 bis 1999. Wesentlich dabei ist, dass beide Institutionen offenbar von einem Trendbruch ausgehen, da sie die linearen Trends für jeweils ausgewählte Stützperioden berechnen und nicht alle Daten als Grundlage für die Schätzung nehmen. Da aus den beiden hier zitierten Arbeiten nicht ersichtlich ist, auf welcher Grundlage der Stützbereich gewählt wurde, muss an dieser Stelle ein Verfahren entwickelt werden, dass dieses Vorgehen formalisiert, um der nachfolgenden Evaluierung der Prognoseeigenschaften eine objektive und transparente Grundlage zu geben.⁴⁵

Ausgehend von einer Betrachtung der Umlaufgeschwindigkeit in Abbildung 5.1 zeigt sich, dass diese in der ersten Hälfte der 80er Jahre relativ konstant war und erst danach merklich zurückging. Es könnte also einen Trendbruch irgendwann in den Jahren 1983 bis 1986 gegeben haben. Da es in einer Vielzahl von europäischen Ländern in den frühen achtziger Jahren zu einer weit reichenden Deregulierung des Finanzsektors gekommen ist, könnte ein solcher Trendbruch mit Änderungen von Zahlungsgewohnheiten im Zuge dieses Prozesses zusammenhängen.⁴⁶ Die zweite große Unregelmäßigkeit in der Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit liegt in den

Jahren 1992 bis 1994. Wie bereits zuvor angesprochen führt die EZB als Gründe für diese Entwicklung die Wechselkurskrise im EMS, weit reichende Änderung in der Zinsbesteuerung und den Anstieg der langfristigen Zinsen an. Zumindest die ersten beiden Faktoren könnten permanente Wirkungen auf die Umlaufgeschwindigkeit gehabt haben. Sofern die Wechselkurse im Zuge der EMS-Krise ein neues Gleichgewicht gefunden haben, könnte dies die Geldhaltung über den Kanal der Währungssubstitution beeinflussen.⁴⁷ Änderungen der Zinsbesteuerung berühren direkt die Opportunitätskosten der Geldhaltung und können daher ebenfalls zu permanenten Änderungen der Zahlungsgewohnheiten führen. Für den Anstieg der langfristigen Zinsen gilt dies vermutlich nicht, da er sich in den folgenden Jahren wieder zurückbildete. A priori ist unklar, ob die beiden erstgenannten Effekte zu einem einmaligen, permanenten Niveaurückgang führen, oder ob sie darüber hinaus auch die trendmäßige Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit berühren. Der Niveausprung kann mit einer so genannten ‚Step-Dummy‘-Variable modelliert werden, die für den Zeitraum vor dem Niveausprung den Wert null annimmt und danach den Wert eins hat. Mögliche Veränderungen in der Rate des trendmäßigen Rückgangs der Umlaufgeschwindigkeit werden mit Hilfe von segmentierten Trends modelliert.

Im Folgenden werden drei verschiedene Varianten dieses Ansatzes betrachtet. Die erste Modellvariante sieht nur einen einzigen Trendbruch vor, der in den Jahren 1983 bis 1986 auftritt. Der genaue Zeitpunkt wird bestimmt, in dem jedes in Frage kommende Modell geschätzt wird und dann dasjenige Modell gewählt wird,

⁴² Für eine ausführliche Diskussion siehe z.B. Campbell et al. (1991). In einem Kommentar an der gleichen Stelle schreibt Cochrane: „The problem with this procedure [unit root tests] is that, in finite samples, unit roots and stationary processes cannot be distinguished. For any unit root process, there are ‘arbitrarily close’ stationary processes, and vice versa. Therefore, the search for tests will sharply distinguish the two classes in finite samples is hopeless.“

⁴³ Es ist in der Literatur auch durchaus üblich, ein empirisches Modell sowohl unter der Annahme der Stationarität als auch unter der Nicht-Stationarität zu untersuchen. Siehe z.B. Blanchard (1989).

⁴⁴ DIW et al. (1999).

⁴⁵ Wenn man Trendbrüche für die Vergangenheit konstatiert, gibt es kaum einen Grund, solche für die Zukunft auszuschließen. Dies ist ein inhärentes Problem für den hier vorgeschlagenen Modellierungsansatz. Sein Einsatz als Prognoseinstrument ist nur sinnvoll, wenn man die Wahrscheinlichkeit für einen Trendbruch im Prognosezeitraum für recht gering hält.

⁴⁶ Die Wirkung der Finanzmarktliberalisierung auf die Geldnachfrage ist vielfach untersucht worden. Siehe Browne et al. (1997) für eine Übersicht.

⁴⁷ Siehe auch Browne et al. (1997) und die dort angegebene Literatur für eine Diskussion der Bedeutung der Währungssubstitution für die Geldnachfrage.

welches das höchste Bestimmtheitsmaß (R^2) aufweist.⁴⁸ Es ergibt sich dann folgendes Modell für die Umlaufgeschwindigkeit:⁴⁹

$$v^* = 3,70 - 0,0011 \text{ trend} - 0,0023 t842 \quad (14)$$

(612,91) (-2,45) (-4,43)

Die Variable *trend* steht hier für einen linearen Trend beginnend in 1980, während *t842* einen linearen Trend beginnend im zweiten Quartal 1984 anzeigt. Eine grafische Darstellung dieser Trendmodellierung findet sich in Abbildung 5.3.

Die zweite Modellvariante sieht neben diesem Trendbruch in den achtziger Jahren zusätzlich einen Niveausprung innerhalb des Zeitraums von 1992 bis 1994 vor. Die Bestimmung der Zeitpunkte für Trendbruch und Niveausprung erfolgt wieder mit Hilfe des R^2 -Kriteriums.⁵⁰ Die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit wird dann anhand von Gleichung (12) modelliert.

$$v^* = 3,70 - 0,0012 \text{ trend} - 0,0031 t853 + 0,040 D944 \quad (15)$$

(907,64) (-4,56) (-8,88) (8,01)

Die Variable *D944* zeigt einen Niveausprung im vierten Quartal 1994 an. Das Ergebnis überrascht etwas, da der Niveausprung eine permanente Anhebung der Umlaufgeschwindigkeit statt eines Rückgangs anzeigt und zudem der Trendbruch nun einige Quartale später erfolgt als in der vorangegangenen Variante. Dies unterstreicht die Unsicherheit bei der Datierung von Trendbrüchen.

Die zweite Variante ist grafisch in Abbildung 5.4 dargestellt.

⁴⁸ Der hier gewählte Ansatz zur Modellierung der Trendbrüche und Niveausprünge geht im Wesentlichen auf einen Vorschlag von Orphanides et al. (1998) zurück. Eine Anwendung auf den Euro-Raum findet sich in Berghaus et al. (1999). Ein besonderer Dank gilt D. Rudman und P. Zajc für zahlreiche Ratschläge und die Überlassung ihrer Programme. Ein alternativer Ansatz findet sich in Zivot et al. (1992). Während die Modellierung von Strukturbrüchen mit Hilfe von Step-Dummys und segmentierten Trends ähnlich ist, geschieht dies bei Zivot und Andrews im Rahmen von ADF-Tests. Die ADF-Statistik ist dort das Selektionskriterium: Es soll dasjenige Modell gewählt werden, welches diese Statistik minimiert. Mit anderen Worten, der Zeitpunkt des Strukturbruchs wird so bestimmt, dass die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für das zu Grunde liegende Modell möglichst abgelehnt wird. In dem hier verfolgten Ansatz wird ebenfalls die Stationaritätsannahme bezüglich der Residuen des jeweiligen Modells für die Umlaufgeschwindigkeit empirisch überprüft. Dies geschieht, indem die Stationarität der Preislücke getestet wird, in die sowohl Trendabweichungen der Umlaufgeschwindigkeit als auch des Outputs eingehen. Darüber hinaus hat das von Orphanides vorgeschlagene Vorgehen den Vorteil, dass das Kriterium des bestmöglichen Fits vermutlich eine gute Approximation der informellen Vorgehensweise von EZB und Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute bei der Suche nach geeigneten Stützzeiträumen für ihre jeweiligen linearen Trendmodelle ist.

⁴⁹ Auf Basis der hier verwendeten Quartalsdaten gibt es für den Zeitraum von 1983 bis 1986 16 mögliche Zeitpunkte für den Trendbruch, so dass hier 16 verschiedene Modelle für die trendmäßige Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit geschätzt werden.

⁵⁰ Es gibt wieder 16 mögliche Zeitpunkte für den Trendbruch und zusätzlich 12 mögliche Zeitpunkte für den Niveausprung, so dass die Auswahl des Modells auf Basis von 192 verschiedenen Modellvarianten erfolgt.

Abbildung 5.3

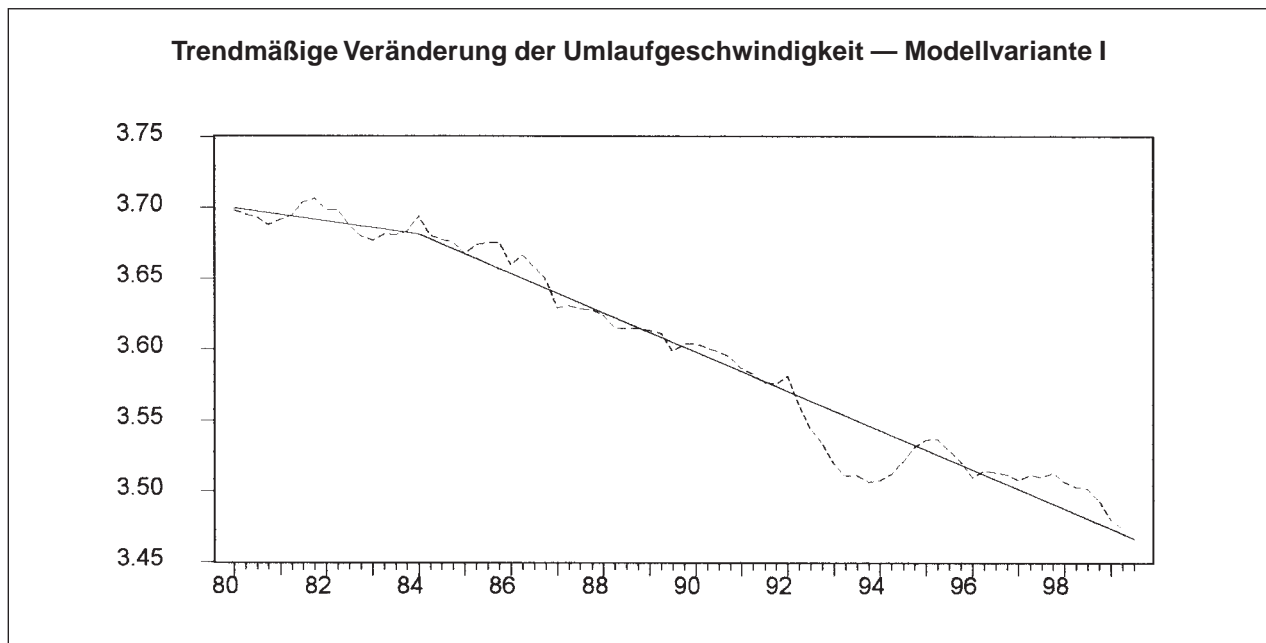
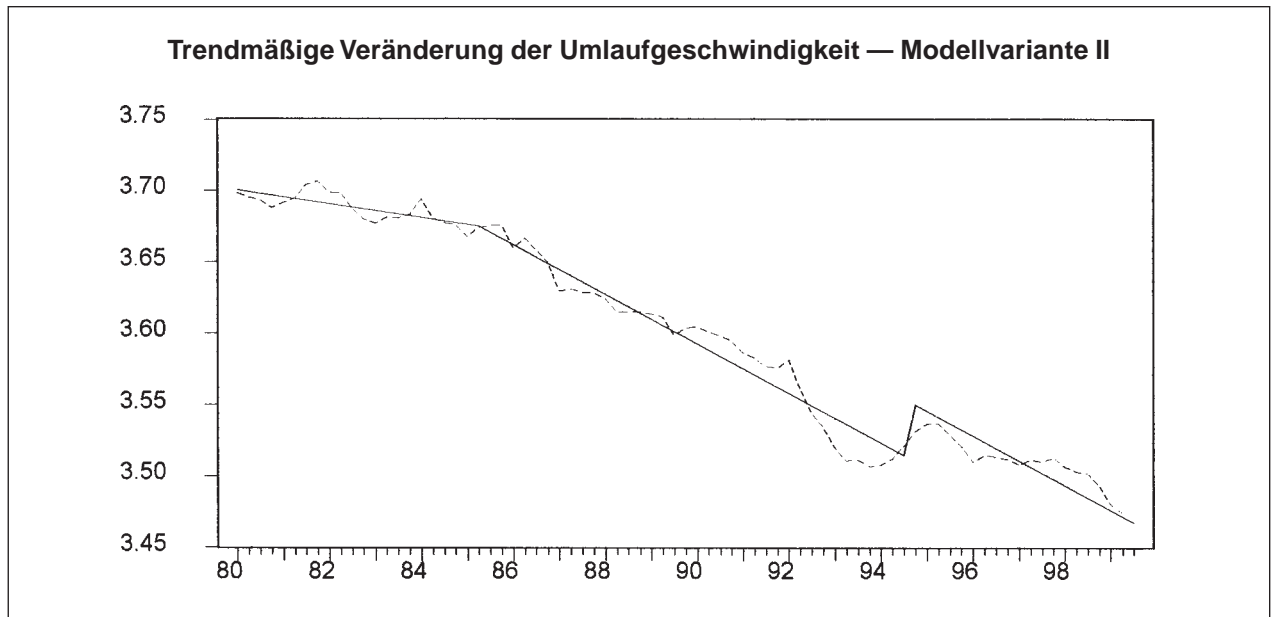


Abbildung 5.4



Die dritte Variante (Abbildung 5.5) berücksichtigt neben den Komponenten in (12) zusätzlich einen Trendbruch in den Jahren 1992 bis 1994.⁵¹ Es ergibt sich dann folgendes Modell:

$$v^* = 3,70 - 0,0010 \text{ trend} - 0,0027 t844 - 0,027 D923 + 0,0025 T933. \quad (16)$$

(1016,87) (-3,68) (-6,94) (-6,08) (9,44)

Wiederum unterscheidet sich dieses Modell deutlich von den beiden vorangegangenen Varianten.

Diese drei Modellvarianten generieren Schätzungen für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit. Zusammen

mit Potenzialschätzung für den Output erhält man über die Definitionsgleichung (3) eine Schätzung für P^* . Die implizierten Preislücken werden wieder auf ihre Stationaritätseigenschaft hin getestet.⁵² Den Ergebnissen in Tabelle A2 zu Folge gibt es keine Anzeichen für Nicht-

⁵¹ Die Auswahl des Modells erfolgt wieder anhand des R^2 -Kriteriums aus einer Menge von $16 \cdot 12 \cdot 12 = 2304$ möglichen Modellen.

⁵² Die Preislücke der Modellvariante I wird als $pgapI$ bezeichnet, die Varianten II und III werden durch die Variablen $pgapII$ und $pgapIII$ abgebildet.

Abbildung 5.5

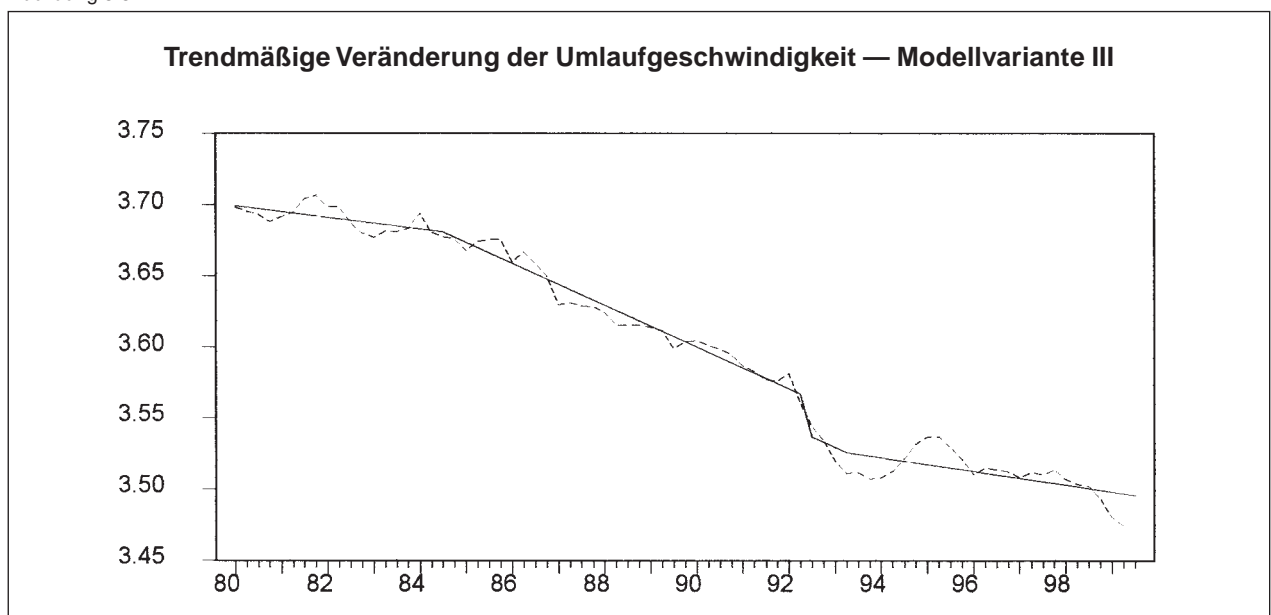
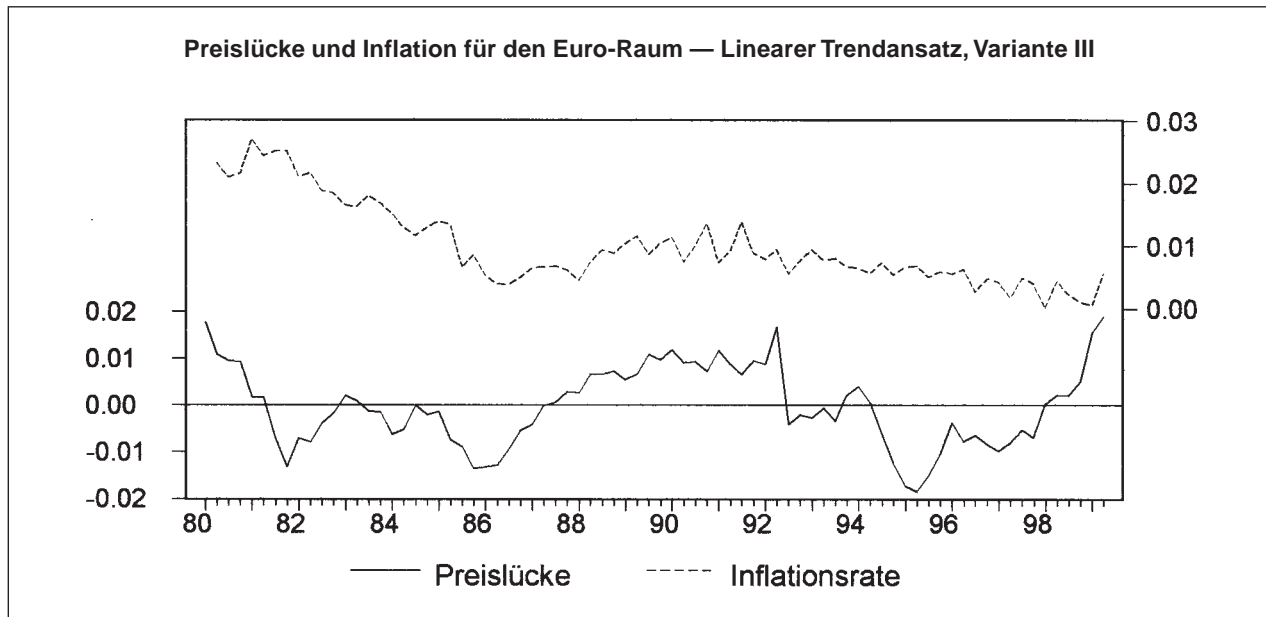


Abbildung 5.6



Stationarität. Aus Platzgründen wird nur die Preislücke für die dritte Variante in Abbildung 5.6 wiedergegeben. Der im vorangegangenen Beispiel diskutierte Zusammenhang zwischen Preislücke und Inflation ist hier besser erkennbar, allerdings ist ein deutlicher Vorlauf der Preislücke vor der Inflation auch hier kaum zu erkennen.

Der dritte Modellierungsansatz für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit geht auf einen Vorschlag von Estrella und Mishkin (1997) zurück. Ausgangspunkt ist die Annahme, dass sich die Umlaufgeschwindigkeit als ein allgemeines ARIMA-Modell modellieren lässt:

$$\Delta v_t = a(L)\Delta v_{t-1} + u_t + b(L)u_{t-1}.^{53} \quad (17)$$

Dieses allgemeine Modell wird nun auf zweierlei Weise restringiert. Zum einen wird für diese Arbeit der Moving Average Term ausgeblendet, indem $b(L)=0$ gesetzt wird. Zum anderen wird für den autoregressiven Teil

angenommen, dass gilt $a(L) = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} L^j$. Die zweite Re-

striktion führt dazu, dass die autoregressive Komponente sich als einfacher Durchschnitt der historischen Veränderungsrate der Umlaufgeschwindigkeit modellieren

lässt: $\Delta v_t = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \Delta v_{t-j} = \frac{1}{n} (v_t - v_{t-n})$. Setzt man bei Vor-

liegen von Quartalsdaten $n=16$, so erhält man die von McCallum vorgeschlagene durchschnittliche Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit über die letzten vier Jahre als Approximation ihrer trendmäßigen Veränderungsrate.⁵⁴ Dieses Vorgehen wird auch hier aufgegriffen.

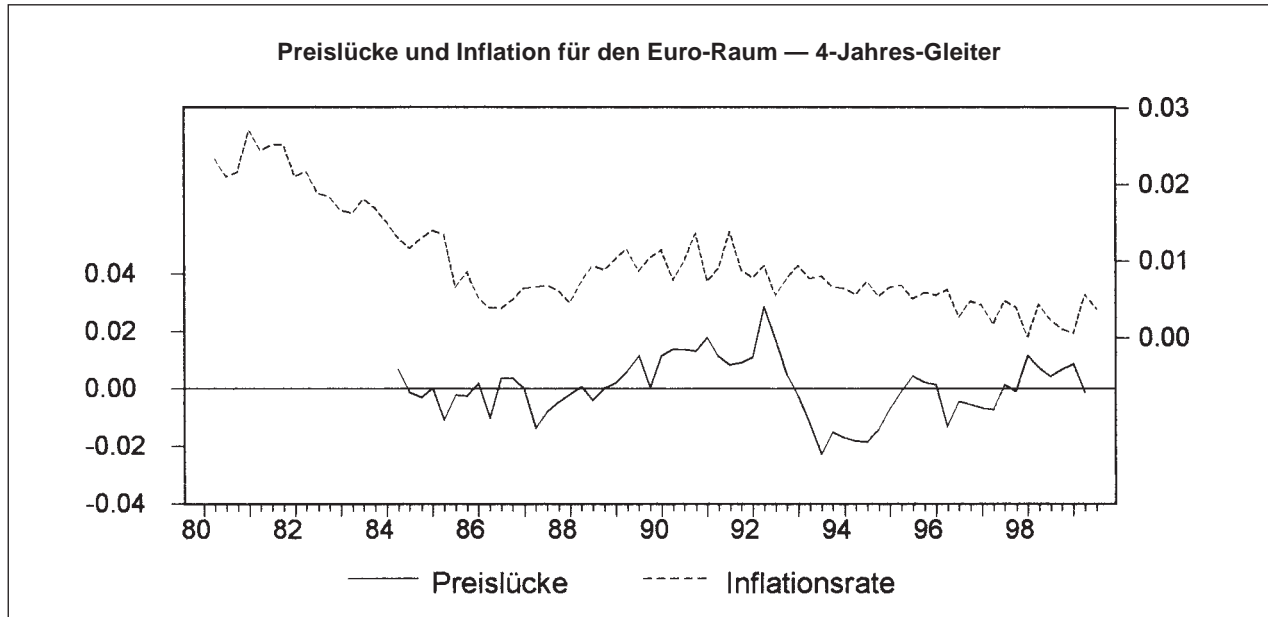
Es sollte an dieser Stelle aber deutlich werden, dass es sich dabei um ein sehr restriktives Modell der Umlaufgeschwindigkeit handelt. Estrella und Mishkin betrachten allgemeinere Varianten des ARIMA-Modells (14) und finden für die USA, dass eine wesentlich bessere Erklärung der Umlaufgeschwindigkeit gelingt als mit der einfachen Regel von McCallum. Dies könnte auch für den Euro-Raum eine viel versprechende Modellierungsstrategie für P*-Modelle sein, aber dies bleibt künftigen Arbeiten vorbehalten.

Mit der Berechnung der jeweiligen durchschnittlichen Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit in den letzten 16 Quartalen im Zeitablauf erhält man eine Reihe für die trendmäßige Veränderungsrate im Untersuchungszeitraum, wobei die ersten vier Jahre als Startwerte gebraucht werden. Um von diesen Veränderungsrate zu einem Maß für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit zu kommen, wird auf Basis der tatsächlichen Umlaufgeschwindigkeit im Zeitpunkt t unter Verwendung der trendmäßigen Veränderungsrate im Zeitpunkt t eine Prognose für die Umlaufgeschwindigkeit für den Zeitpunkt $t+1$ generiert. Die Reihe dieser 1-Schritt-Prognosen wird hier als Maß für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit v^* verwendet. Zusammen mit der Annahme über den Potentialoutput y^* kann man wieder das gleichgewichtige Preisniveau berechnen. Der Stationaritätstest für die implizierte Preislücke (*pgapGL*) zeigt die Stationarität dieser Variablen an. Die grafische Darstellung in Abbildung 5.7 lässt eher einen Nachlauf als einen Vorlauf der Preislücke vor der Inflationsentwicklung vermuten.

⁵³ Dabei sind L Lag-Operatoren, so dass $L^*X_t = X_{t-1}$ ist.

⁵⁴ Für eine Diskussion und Anwendung der McCallum-Regel für den Euro-Raum siehe Gern et al. (1999), 324.

Abbildung 5.7



6. Vergleich der Prognosegüte verschiedener Inflationsindikatoren

In diesem Kapitel soll die Qualität von monetären und nicht-monetären Inflationsindikatoren auf Basis von ‚out-of-sample‘-Prognosen miteinander verglichen werden.⁵⁵ Das Anliegen ist es, die Prognosen unter möglichst realistischen Bedingungen zu generieren, d. h. jedes Modell kann nur auf Informationen zurückgreifen, die vor Beginn des Prognosezeitraums bekannt sind. Das Vorgehen lehnt sich dabei eng an den Ansatz von Christiano (1989) an.⁵⁶ Bevor näher auf die Methodik eingegangen wird, sollen zunächst kurz Prognosehorizont und -zeitraum vorgestellt werden.

Die Prognosen werden für einen Horizont von ein bis acht Quartalen erstellt, was den in der Praxis typischen Bereich abdecken sollte. Sie werden für den Zeitraum von 1995 bis 1999 berechnet, wobei die erste Prognose für das zweite Quartal 1995 erstellt wird und die letzte bis zum dritten Quartal 1999 reicht. Dieser Zeitraum erlaubt es, insgesamt elf voneinander unabhängige ‚out-of-sample‘-Prognosen zu erstellen. Dies ist eine eher kleine Zahl zur Evaluierung der Prognosegüte, allerdings erscheint es als etwas unfair gegenüber dem P*-Ansatz den Prognosezeitraum auf frühere Jahre auszudehnen, da die Verzerrungen in der Umlaufgeschwindigkeit in den Jahren zuvor sich vermutlich eher negativ auf die Prognoseleistung von P*-Modellen auswirken würden, ohne dass diese Verwerfungen für den Euro-Raum typisch wären.

Als Basismodell für die Generierung der Inflationsprognosen dient ein autoregressives Modell für die Inflationsrate:

$$\Delta\pi_t = c + \sum_{i=1}^6 a_i \Delta\pi_{t-i} + u_t, \quad (18)$$

wobei π die Inflationsrate von Quartal zu Quartal ist, $\Delta\pi$ ist definiert als $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$ und c ist eine Konstante. Die Basisgleichung wird mit Hilfe von $\Delta\pi$ modelliert, weil die Stationaritätstests in Tabelle A2 zeigen, dass das Preisniveau eine I(2)-Variable ist und daher zweimal differenziert werden muss, um zu einer stationären Variable zu werden. Die Gleichung (18) ist mit sechs Verzögerungen vermutlich überparametrisiert. Eine sparsamere Parametrisierung erfolgt mit Hilfe der ‚stepwise‘-Prozedur des Softwarepakets RATS durch eine Minimierung des FPE-Kriteriums⁵⁷.

In das so spezifizierte Basismodell geht dann als zusätzliche erklärende Variable der jeweilige Inflationsindikator ein. Vorher muss allerdings sichergestellt werden, gegebenenfalls durch eine geeignete Transformation, dass diese Variable stationär ist. Im Fall der Preislücken ist bereits gezeigt worden, dass diese die Stationaritäts-

⁵⁵ Es ist zu beachten, dass diese Arbeit nur Aussagen über die Bedeutung einer Variable für Prognosezwecke machen will. Erweist sich der Beitrag einer Variablen für die Inflationsprognose als gering, heißt dies nicht, dass diese Variable unbedeutend für die Inflationsentwicklung ist. Ein kleiner Prognosebeitrag kann auch dadurch bedingt sein, dass eine Variable selber schwer prognostizierbar ist oder dass ihre Beziehung mit der Inflationsrate sich im Zeitablauf geändert hat. Mit dieser Arbeit sollen also weder bestimmte Theorien bestätigt oder abgelehnt werden.

⁵⁶ Zu jüngeren Beispielen mit einem ähnlichen Vorgehen zählen Lee (1999), Stock et al. (1999) und Davis et al. (1997).

⁵⁷ Für eine Darstellung des ‚Final Prediction Error‘-Kriteriums (FPE-Kriterium) siehe Hansen (1993), 87 ff.

bedingung erfüllen. Die Preislücke geht mit einer Verzögerung von einem Quartal in das Basismodell ein, so dass die P*-Prognosegleichung die Form hat:

$$\Delta\pi_t = a_0(p_{t-1}^* - p_{t-1}) + c + \sum_{i=1}^6 a_i \Delta\pi_{t-i} + u_t. \quad (19)$$

Eine Verzögerung von einer Periode scheint theoretisch gut begründet, da das P*-Modell einen relativ raschen Anpassungsprozess der Inflation an die Preislücke unterstellt und zudem hat sich nach Berücksichtigung alternativer Verzögerungen gezeigt, dass die Prognoseleistung der Gleichung (19) mit dieser Spezifikation am besten ausfällt.

Um mit der Modellgleichung (19) über längere Horizonte prognostizieren zu können, bedarf es einer Prognose für das gleichgewichtige Preisniveau über diesen Horizont. Aus der Definitionsgleichung (3) für P* ergibt sich, dass man dazu die Geldmengenentwicklung, den Potenzialpfad des Outputs (y^*) und den Gleichgewichtspfad der Umlaufgeschwindigkeit (v^*) im Prognosezeitraum kennen muss. Die Prognose für den Potenzialoutput und die Geldmenge erfolgt wie bei allen Prognosen für Hilfsvariablen in dieser Arbeit auf Basis von autoregressiven Modellen mit jeweils zwei Verzögerungen (AR(2)-Modelle). Dieses Vorgehen folgt dem von Christiano (1989). AR(2) Modelle reichen oftmals schon aus, um recht gute Prognose zu generieren. Zudem lassen LM-Tests auf Freiheit von Autokorrelation sowie das Bestimmtheitsmaß für die meisten AR-Modelle darauf schließen, dass diese nicht fehlspezifiziert sind. Im Rahmen der P*-Prognose zeigt ein Vergleich der Vorhersage für den Potenzialoutput und die Geldmenge M3 mit der jeweiligen tatsächlichen Entwicklung, dass die AR(2)-Prognosen für diese beiden Variablen recht gut zu gelingen scheinen. Die Prognose für die gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit leitet sich bei dem auf der Geldnachfrage basierenden Ansatz direkt aus den Annahmen bezüglich des Pfades von y^* und M3 ab, wie aus Gleichung (13) ersichtlich ist. Bei den trendstationären Modellen für die Umlaufgeschwindigkeit kann die Prognose durch Extrapolation der Trendentwicklung erfolgen. Bei dem auf der McCallum-Regel basierenden Modell erhält man die Prognose für v^* , indem man die durchschnittliche Veränderungsrate der Umlaufgeschwindigkeit in den vergangenen vier Jahren auf den Prognosezeitraum anwendet.

Wenn man die Prognose für p_t^* erstellt hat, kann man mit (19) für den gewünschten Vorhersagehorizont die Inflationsprognosen erstellen. Ausgehend von der Preislücke ($p_{t-1}^* - p_{t-1}$) wird zunächst die Prognose für $\Delta\pi$, bestimmt und dann der implizierte Wert für p_t berechnet. Damit kann zusammen mit der Prognose für p_t^* die Preislücke ($p_t^* - p_t$) berechnet werden, die wiederum der Input für die nächste Inflationsprognose ist.

Die alternativen Inflationsindikatoren, die in Kapitel vier kurz vorgestellt worden sind, müssen in der Regel zu-

nächst differenziert werden, um stationär zu werden. Allerdings sind die Stationaritätstests in vielen Fällen nicht eindeutig. So kommen bei den kurzen und den langen Zinsen, der Zinsdifferenz und dem Wechselkurs die KPSS-Tests jeweils zu dem Ergebnis, dass die Nullhypothese der Stationarität für diese Variablen nicht abgelehnt werden kann, während die beiden anderen Tests eher auf die Nicht-Stationarität dieser Größen hindeuten. Um diese Unsicherheit bei der Bestimmung des Integrationsgrades zu berücksichtigen, gehen diese Größen sowohl in Niveaus als auch in Differenzen in die Basisgleichung ein. Bei den Lohnstückkosten lehnt der KPSS-Test die Stationarität der differenzierten Reihe ab, während ADF- und Phillips-Perron-Test die Nicht-Stationarität ablehnen. Daher wird hier zusätzlich zur einfachen Differenz auch die zweifach differenzierte Reihe als Inflationsindikator in Betracht gezogen. Zudem wird für I(1)-Variablen nicht nur die erste Differenz zur Stationarisierung verwendet, sondern auch die vierte Differenz (Vorjahresvergleich). Dies geschieht, weil Vorjahresvergleiche die unterjährige Dynamik der Reihen filtern. Da gegebenenfalls nur recht persistente Bewegungen eines Indikators ein Inflationssignal sind, kann diese Transformation unter Umständen die Prognoseeigenschaften verbessern helfen. Für den Vorhersagehorizont werden dann wie bereits angesprochen Prognosen für alle hier verwendeten Indikatoren auf der Basis von AR(2)-Modellen gebildet. Um die geeignete Verzögerung zu finden, mit der die alternativen Inflationsindikatoren jeweils in das Basismodell eingehen, wird diejenige gewählt, bei der die Korrelation zwischen Indikatorreihe und Inflationsreihe am größten ist. Dabei ist es auch möglich, dass der Indikator kontemporär zur Inflation ist. In diesem Fall geht diese Variable auch kontemporär in das Prognosemodell ein.⁵⁹

Alle Modelle werden auf Grundlage der jeweils erweiterten Datenbasis neu geschätzt und spezifiziert, so wie es auch ein Prognostiker tun würde, wenn er seine Prognose neu erstellt. Zu dieser Prozedur gehört unter anderem, dass die Geldnachfragefunktion neu geschätzt wird, genauso werden die Zeitpunkte für Trendbrüche und Niveausprünge bei dem trendstationären Modell für die Umlaufgeschwindigkeit neu bestimmt, die P*-Prognosen werden neu berechnet, das Basismodell (18) wird mit Hilfe der ‚stepwise‘-Prozedur neu geschätzt und spezifiziert und auch die jeweilige optimale Verzögerung für die Inflationsindikatoren in (18) wird neu bestimmt. Dieser Vorgang wiederholt sich insgesamt elf Mal. Dieses rekursive Vorgehen erlaubt es, dass die Prognosemodelle bei Auftreten von Strukturbrüchen die Möglichkeit haben, sich an

⁵⁸ Die genaue Form des autoregressiven Prozesses hängt von dem Ergebnis der ‚stepwise‘-Prozedur ab.

⁵⁹ Dies ist bei den Preislücken nicht möglich, da hier ja immer die Prognose für $\Delta\pi$ gebraucht wird, um p_t berechnen zu können.

die neuen statistischen Relationen anzupassen und so die Prognosequalität trotz Instabilität erhalten bleibt.

Als Maß für die Prognoseleistung der Modelle wird eine von Davis und Fagan (1997) eingeführte modifizierte Version von Theil's U verwendet. Diese Teststatistik baut auf der so genannten Root Mean Square Error (RMSE) Statistik auf, die ein häufig verwendetes Maß für den Fehler einer Prognose ist. Sie entspricht der Standardabweichung des Prognosefehlers und hat als solche die gleiche Einheit wie die zu prognostizierende Variable. Die modifizierte Version von Theil's U setzt den RMSE-Wert der Prognose auf Basis der Inflationsindikatoren in Relation zu dem RMSE Wert, der sich bei einer Prognose allein auf Basis des autoregressiven Modells für die Inflation ergibt. Ist der Wert dieser Teststatistik kleiner als eins, so verbessert der Inflationsindikator die Inflationsprognose

gegenüber einem AR-Modell für die Inflation. Zusätzlich wird der RMSE-Wert für die Inflationsprognosen unter Verwendung der Inflationsindikatoren ausgewiesen. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Für die in Kapitel 5 vorgestellten verschiedenen Ansätze zur Modellierung des P*-Modells zeigen sich in Tabelle 1 deutliche Unterschiede bezüglich ihrer Prognosegüte. Mit Abstand am besten schneidet die von der McCallum-Regel inspirierte Modellvariante ab, die die trendmäßige Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit anhand eines gleitenden Durchschnitts modelliert. Wie bereits in Kapitel 5 angesprochen worden ist, dürfte diese Variante auch noch ausbaufähig sein. Für die Fortentwicklung des P*-Ansatzes für den Euro-Raum dürfte dies wohl der erfolgversprechendste Weg sein. Die Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit auf Basis einer Geldnachfragefunktion

Tabelle 1

Ergebnis des Prognosevergleichs

| Modifizierte Theil's U Teststatistik | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------------|--------|--------------------|--------------------|---------|------------|----------------|----------------|----------------|--------------|-------------------------|-----------------|-----------------|
| Horizont | pgapTR | pgapI | pgapII | pgapIII | PgapGL | Δ_{ulc} | $\Delta_4 ulc$ | $\Delta^2 ulc$ | ygap (OECD) | ygap (HP) ³⁾ | Δ_{hwwa} | $\Delta_4 hwwa$ |
| 1 | 0,99 | 1,11 | 1,23 | 1,02 | 0,97 | 0,99 | 0,98 | 1,00 | 1,00 | 1,01 | 0,99 | 1,01 |
| 2 | 0,99 | 1,33 | 1,66 | 1,21 | 0,98 | 1,00 | 1,05 | 1,00 | 0,98 | 1,01 | 1,03 | 1,06 |
| 3 | 0,98 | 1,76 | 2,23 | 1,54 | 0,90 | 0,91 | 0,96 | 1,00 | 0,94 | 1,01 | 1,01 | 1,02 |
| 4 | 0,97 | 1,79 | 2,11 | 1,65 | 0,89 | 0,90 | 0,93 | 1,00 | 0,93 | 1,01 | 1,01 | 1,00 |
| 5 | 0,97 | 2,05 | 2,32 | 2,03 | 0,91 | 0,88 | 0,95 | 1,00 | 0,90 | 1,00 | 1,00 | 1,00 |
| 6 | 0,95 | 2,12 | 2,29 | 2,38 | 0,88 | 0,81 | 0,87 | 0,99 | 0,84 | 1,00 | 1,00 | 0,98 |
| 7 | 0,94 | 2,11 | 2,07 | 2,55 | 0,82 | 0,76 | 0,80 | 0,99 | 0,84 | 1,00 | 0,99 | 0,96 |
| 8 | 0,96 | 2,15 | 1,96 | 2,81 | 0,81 | 0,73 | 0,76 | 0,99 | 0,84 | 1,00 | 0,99 | 0,95 |
| RMSE (4) ¹⁾ | 0,46 | 0,85 | 1,00 | 0,78 | 0,42 | 0,43 | 0,44 | 0,47 | 0,44 | 0,48 | 0,48 | 0,47 |
| RMSE (8) ²⁾ | 1,14 | 2,57 | 2,34 | 3,37 | 0,98 | 0,87 | 0,91 | 1,18 | 1,01 | 1,20 | 1,18 | 1,14 |
| Horizont | us_ecu | Δ_{us_ecu} | $\Delta_4 us_ecu$ | s | Δs | $\Delta_4 s$ | l | Δl | $\Delta_4 l$ | (l-s) | $\Delta(l-s)$ | $\Delta_4(l-s)$ |
| 1 | 1,03 | 1,07 | 1,00 | 0,99 | 0,93 | 0,99 | 1,00 | 1,05 | 1,01 | 1,00 | 1,02 | 1,09 |
| 2 | 1,01 | 1,09 | 1,02 | 1,07 | 0,93 | 0,96 | 1,13 | 1,06 | 1,00 | 1,00 | 1,06 | 1,13 |
| 3 | 0,98 | 1,06 | 1,02 | 0,97 | 0,93 | 0,93 | 1,05 | 1,17 | 1,03 | 0,94 | 1,13 | 1,09 |
| 4 | 0,98 | 1,10 | 1,02 | 0,94 | 0,92 | 0,95 | 1,01 | 1,20 | 1,03 | 0,93 | 1,12 | 1,05 |
| 5 | 0,94 | 1,11 | 1,03 | 0,97 | 0,92 | 0,93 | 1,09 | 1,27 | 1,02 | 0,91 | 1,14 | 0,98 |
| 6 | 0,90 | 1,07 | 1,04 | 0,89 | 0,92 | 0,92 | 1,03 | 1,30 | 1,03 | 0,84 | 1,17 | 0,89 |
| 7 | 0,91 | 1,07 | 1,03 | 0,82 | 0,90 | 0,93 | 0,94 | 1,28 | 1,03 | 0,83 | 1,16 | 0,89 |
| 8 | 0,88 | 1,07 | 1,03 | 0,79 | 0,90 | 0,93 | 0,93 | 1,27 | 1,04 | 0,83 | 1,17 | 0,84 |
| RMSE (4) ¹⁾ | 0,46 | 0,52 | 0,48 | 0,44 | 0,43 | 0,45 | 0,48 | 0,57 | 0,49 | 0,44 | 0,53 | 0,50 |
| RMSE (8) ²⁾ | 1,05 | 1,28 | 1,23 | 0,95 | 1,12 | 1,12 | 1,12 | 1,53 | 1,25 | 0,99 | 1,40 | 1,00 |

¹⁾ RMSE für Prognose über vier Quartale; — ²⁾ RMSE für Prognose über acht Quartale; — ³⁾ HP: Hodrick-Prescott-Filter; — Δ : erste Differenz; — Δ_4 : vierte Differenz; — Δ^2 : zweifach differenziert.
 Variablen: pgapTR: Preislücke, basierend auf Geldnachfragefunktion (Tödter u. Reimer); pgap I–III: Preislücke, trendstationäre Umlaufgeschwindigkeit, Varianten I bis III; pgapGL: Preislücke, basierend auf McCallum-Regel; ulc: Lohnstückkosten; ygap: Output-Gap; hwwa: HWWA-Rohstoffpreisindex; us_ecu: Wechselkurs; s: kurzer Zins; l: langer Zins; (l-s): Zinsdifferenz

dürfte zudem auch noch einiges Potenzial in sich bergen. Die hier vorgestellte Variante, in der die reale Geldnachfrage allein anhand einer Einkommensvariable modelliert wird, leistet nur einen marginalen Prognosebeitrag. Möglicherweise kann dieser gesteigert werden, wenn man zusätzlich die Opportunitätskosten der Geldhaltung modelliert, zumal die Zinsen offenbar recht gute Inflationsindikatoren sind. Die Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit mit Hilfe von linearen Trendmodellen hat sich hingegen als ein Flop erwiesen. Ein Problem mag darin liegen, dass die Trendverläufe vermutlich zu sehr von den Verwerfungen der Umlaufgeschwindigkeit zwischen 1992 und 1994 dominiert werden, sodass sie sich im Schätzzeitraum zwar gut an diese Periode anpassen, aber für die Prognose der Umlaufgeschwindigkeit in den folgenden Jahren offenbar nur wenig geeignet sind. Dies dürfte vor allem für die Variante III gelten, in der ein Trendbruch in diesen Jahren zugelassen wird. Aber auch bei den anderen beiden Varianten, bei denen dieser Zeitraum nur mit einem Niveausprung oder gar nicht modelliert wird, ist die Prognoseleistung äußerst unbefriedigend. Dies deutet darauf hin, dass lineare Trends wohl insgesamt zu inflexibel für P*-Modelle sind.

Schließlich stellt sich die Frage, wie die Prognoseleistung der Preislücke im Vergleich zu anderen Inflationsindikatoren zu beurteilen ist. Das Ergebnis fällt hier recht eindeutig aus. Die Preislücke auf Basis der McCallum-Regel gehört mit zu den besten Inflationsindikatoren, aber den ersten Platz teilt sie sich mit den Lohnstückkosten, dem Output-Gap der OECD, dem kurzen Zins und der Zinsdifferenz. P*-Modelle haben von daher kein Monopol auf gute Inflationsprognosen. Betrachtet man die Nichtmonetären Indikatoren im Einzelnen, so fällt auf, dass es oftmals eine große Rolle spielt, ob man Differenzen oder Niveaus betrachtet. Die Suche nach der geeigneten Transformation der Indikatorvariablen scheint von daher wichtig zu sein. Bezüglich der Verwendung erster Differenzen oder Vorjahresvergleiche wird deutlich, dass der Gebrauch von Vorjahresvergleichen bei vielen Variablen die Prognoseleistung verbessern hilft, aber nur bei den langen Zinsen und der Zinsdifferenz ist dieser Effekt substanzial.

Für die Output-Gaps zeigt sich, dass die Berechnungsmethode einen wesentlichen Einfluss auf die Prognosegüte hat. Während das Maß auf Basis der OECD-Schätzung einen spürbaren Beitrag zur Inflationsprognose leistet, gilt dies für die mit Hilfe des Hodrick-Prescott-Filter berechnete Outputlücke nicht. Da letzteres Verfahren hier für den P*-Ansatz gewählt worden ist, mag die Wahl eines geeigneteren Verfahrens die Prognoseleistung von P*-Modellen ebenfalls verbessern helfen.

Neben dem Hodrick-Prescott-Filter enttäuscht auch die Prognose mit Hilfe des HWWA-Rohstoffpreisindex. Diese Reihe gehört allerdings zu den wenigen, bei denen es

Anzeichen für eine Fehlspezifizierung des AR(2)-Modells gibt, mit dessen Hilfe der HWWA-Index für den Prognosezeitraum vorhergesagt wird. Inflationsprognosen auf Basis dieses Indikators erfordern vermutlich eine ausführlichere Modellierung seiner eigenen Entwicklung.

Der Prognosebeitrag des Wechselkurses als Maß für die importierte Inflation fällt ebenfalls recht gering aus. Hier wird wohl eine Rolle spielen, dass der US \$ / ECU Kurs eine eher unvollkommene Approximation des nominalen effektiven Außenwertes des Euro ist und er zudem die Wirkung von Preissteigerungen im Ausland auf die inländische Inflation nicht abbilden kann. Allerdings sind lange Reihen für bessere Indikatoren der importierten Inflation zurzeit nur schwer erhältlich.

Schließlich fällt auch die Prognoseleistung des langen Zinses eher schwach aus. Dies mag dadurch bedingt sein, dass dieser nicht nur durch die Entwicklung im Euro-Raum geprägt wird, sondern auch durch die internationalen Kapitalmärkte. So sind die langen Zinsen Ende 1994/Anfang 1995 im Zuge einer kräftigen Konjunkturerholung in den USA aber auch in Asien deutlich angestiegen, während dieser Aufschwung an Europa eher vorüberging. Wegen der schwachen konjunkturellen Entwicklung blieb die von dem Zinsanstieg angezeigte Inflationsbeschleunigung im Euro-Raum dann auch aus, was wesentlich zu der geringen Prognoseleistung dieses Indikators beigetragen haben dürfte.

7. Schlussfolgerungen

Die hier vorgestellten Ergebnisse lassen im Wesentlichen zwei Schlussfolgerungen für die Erstellung von Inflationsprognosen für den Euro-Raum zu. Zum einen zeigt sich, dass die Preislücke ein guter Inflationsindikator sein kann. Erfolg versprechende Wege zu einer Verbesserung ihrer Prognoseleistung können in einer Modellierung der Umlaufgeschwindigkeit mit Hilfe eines allgemeinen ARIMA-Modelle liegen oder in einer umfangreicheren Modellierung der Geldnachfragefunktion, wobei es für letzteres in der Literatur viele Vorbilder gibt.⁶⁰ Zudem dürfte es lohnend sein, näher zu untersuchen, welche Potenzialschätzung des Outputs den größten Informationsgehalt für die Inflationsprognose hat. Das zweite Ergebnis dieser Arbeit ist, dass die Preislücke nicht der einzige brauchbare Inflationsindikator für den Euro-Raum ist. Man greift vermutlich zu kurz, wenn man die kurzfristige Dynamik von P*-Modelle einfach um einige nach statistischen Kriterien ausgewählte Indikatoren erweitert und die Langfristbeziehung ausschließlich dem P*-Ansatz vorbehält. Alternative Ansätze, die die Modellierung der langfristigen

⁶⁰ Für einen Überblick über Modellierungsansätze siehe z. B. Lütkepohl et al. (1999).

Beziehungen zwischen nicht-monetären Faktoren und Inflation beinhalten, finden sich beispielsweise in den Arbeiten von de Brouwer et al. (1998) und Juselius (1992). Es wäre vermutlich ein lohnendes Unterfangen, solche Modelle auch für den Euro-Raum zu entwickeln. Die Modellierung der Langfristbeziehung zwischen Größen wie den Lohnstückkosten und der Inflation kann ein wichtiger Schritt sein, den Informationsgehalt dieser Größen besser für Inflationsprognosen zu nutzen.

Appendix: Die Daten und ihre Eigenschaften

Grundlage der empirischen Untersuchung sind Quartalsdaten von 1980 bis 1999 (2. Quartal). Die Erstellung einer Datenbasis für den Euro-Raum wird dadurch erschwert, dass für diese Abgrenzung viele Reihen nicht über längere Zeiträume erhältlich sind. Eine Ausnahme bildet hier das Geldmengenaggregat M3, für das von der EZB (1999) eine historische Reihe publiziert worden ist. Des Weiteren stellt Datastream eine lange Reihe für den harmonisierten Verbraucherpreisindex zur Verfügung. Für den Rohstoffpreisindex wird hier der HWWA-Index für Rohstoffweltmarktpreise verwandt, der ebenfalls als lan-

ge Reihe verfügbar ist. Dies gilt auch für die Wechselkursreihe; hier wird der von Eurostat publizierte Wechselkurs zwischen US Dollar und ECU verwendet. Für den Output, die langen und die kurzen Zinsen stehen hingegen nur für den aktuellen Rand Zeitreihen von Eurostat und der EZB zur Verfügung. Um eine lange Zeitreihe zu erhalten, werden diese mit Hilfe von Schätzungen für die jeweiligen historischen Reihen, die von Coenen et al. (1999) zur Verfügung gestellt werden, verknüpft. Dies geschieht, indem die Änderungsraten der historischen Reihen auf die Stände der aktuellen Reihen angewandt werden, um sie so bis 1980 rückwärts zu verlängern.⁶¹ Die Zeitreihen für den Output-Gap und die Lohnstückkosten basieren auf Schätzungen der OECD (1999). Nähere Angaben zu den einzelnen Zeitreihen finden sich in den nachfolgenden Tabellen A1 und A2.⁶²

⁶¹ Dieses Vorgehen entspricht dem der EZB (1999) bei der Berechnung der historischen Reihen für die Geldmenge M3. Die EZB hat zudem das Geldmengenaggregat um statistische Brüche wie die deutsche Vereinigung bereinigt. Die historische Reihe für den Output von Coenen et al. (1999) ist ebenfalls um diesen Effekt bereinigt worden.

⁶² Der Datensatz und alle Programme sind auf Wunsch von den Autoren erhältlich.

Tabelle A1

Die Daten

| Variable | Serie | Periode | Quelle |
|----------|---|-------------------------------|--|
| m3 | Nominale Geldmenge M3; Milliarden Euro; saisonbereinigt ¹⁾ | Q1 1980–Q2 1999 ²⁾ | EZB (1999) |
| cpi | Harmonisierter Verbraucherpreisindex; 1996=100; saisonbereinigt ¹⁾ | Q1 1980–Q2 1999 ²⁾ | Eurostat: Datastream EMCP... F |
| y | Reales Bruttoinlandsprodukt; Milliarden Euro; saisonbereinigt ¹⁾ | Q1 1980–Q2 1999 | Eurostat: Datastream EMESGD95D; sowie Coenen et al. (1999) |
| s | kurzer Zins — Geldmarktzins, 3 Monate Laufzeit | Q1 1980–Q3 1999 | Eurostat: Datastream EMESIR3M; sowie Coenen et al. (1999) |
| l | langer Zins — Staatsanleihen, 10 Jahre Laufzeit | Q1 1980–Q3 1999 | EZB: Datastream EM ECB10Y; sowie Coenen et al. (1999) |
| hwwa | HWWA Rohstoffpreisindex | Q1 1980–Q3 1999 | Datastream BDYU0515A |
| us_ecu | Wechselkurs US Dollar / ECU | Q1 1980–Q3 1999 | Datastream USESXEUCU |
| ygap | OECD Outputgap | Q1 1980–Q4 1999 ³⁾ | OECD (1999) |
| ulc | Lohnstückkosten | Q1 1980–Q4 1999 ³⁾ | OECD (1999) |

¹⁾ Saisonbereinigt mit Hilfe des Census X-11 (multiplikativ) Verfahrens. — ²⁾ Originaldaten in monatlicher Frequenz; in Quartalsfrequenz umgeformt auf Basis des arithmetischen Mittels. — ³⁾ Originaldaten in jährlicher Frequenz; in Quartalsdaten umgeformt mit einer Quadratic-Match-Interpolation.

Tabelle A2

Stationaritätstests

| | ADF | ΔX_k PP | X KPSS | ADF | PP | KPSS | |
|---|----------------|--------------------|--------------|------------------|----------|--------------|------|
| m3 | -2,11 (7,c) | -3,24** | 0,77 (mu)*** | | | | I(2) |
| cpi | -2,57 (3,c) | -2,02 | 0,78 (mu)*** | | | | I(2) |
| (m3-cpi) | -2,54 (5,c) | -5,08*** | 0,23 (mu) | -2,40 (6,c,t) | -2,41 | 0,13 (tau)' | I(1) |
| y | -7,64 (0,c)*** | -7,72*** | 0,16 (mu) | -2,02 (0,c,t) | -2,23 | 0,13 (tau)' | I(1) |
| s | -5,63 (0,c)*** | -5,54*** | 0,11 (mu) | -2,06 (8,c,t) | -1,88 | 0,11 (tau) | I(1) |
| l | -4,58 (3,c)*** | -4,24*** | 0,09 (mu) | -3,39 (12,c,t)** | -2,41 | 0,09 (tau) | I(1) |
| (l-s) | -3,45 (3)** | -6,09*** | 0,07 (mu) | -2,54 (4,c) | -2,20 | 0,17 (mu) | I(1) |
| hwwa | -6,79 (0)*** | -6,77*** | 0,08 (mu) | -2,43 (3,c,t) | -2,18 | 0,14 (tau)' | I(1) |
| us_ecu | -6,80 (0)*** | -6,86*** | 0,14 (mu) | -2,64 (7,c,t) | -2,33 | 0,10 (tau) | I(1) |
| ygap | -2,65 (4)*** | -3,82*** | 0,14 (mu) | -2,66 (9,c)' | -2,66' | 0,14 (mu) | I(0) |
| ulc | -1,69 (12)** | -2,23** | 0,65 (mu)** | -1,26 (5,c,t) | -2,11 | 0,20 (tau)** | I(1) |
| Stationaritätstests der Preislücken | | | | | | | |
| pgapTR | | | | -2,90 (0)*** | -3,01*** | 0,13 (mu) | I(0) |
| pgapl | | | | -2,17 (6)** | -2,12** | 0,13 (mu) | I(0) |
| pgapII | | | | -3,85 (0)*** | -3,91*** | 0,10 (mu) | I(0) |
| pgapIII | | | | -3,11 (15)*** | -2,67*** | 0,08 (mu) | I(0) |
| pgapGL | | | | -2,94 (0)*** | -3,06*** | 0,08 (mu) | I(0) |
| Anmerkungen: * ** *** zeigt an, daß die Teststatistik auf einem Niveau von 10%, 5% bzw. 1% signifikant ist. Die Angaben in Klammern zur ADF-Statistik geben Auskunft über die Spezifikation der Gleichung. Angegeben werden die Zahl der Verzögerungen der Variable (Auswahl erfolgt auf Basis einer 'general to simple'-Modellierungsprozedur) und das Vorhandensein einer Konstanten (c) bzw. einer Trendvariablen (t). Die Angaben bezüglich Konstante und Trend gelten auch bezüglich der Phillips-Perron Teststatistik. Die kritischen Werte sind Hamilton (1994) entnommen. Die Angaben in Klammern zur KPSS-Statistik geben an, ob die Nullhypothese von Stationarität um einen Trend (tau) oder um eine Konstante (mu) getestet wird. Die kritischen Werte stammen von Kwiatkowski et al. (1992). | | | | | | | |

Literaturverzeichnis

- Berghaus, C., D. Rudman und P. Zajc (1999): A P* Model for Euroland. ASP Working Paper No. 347. Kiel.
- Berk, J.M. (1998): The information content of the yield curve for monetary policy: a survey. In: *De Economist* 146 (2), 303–320.
- Blanchard, O.J. (1989): A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *The American Economic Review* 79, 1146–1164.
- Browne, F., G. Fagan und J. Henry (1997): Money demand in EU countries: a survey. EMI Staff Papers 7.
- Cabrero, A., Escriva, J.L., Munoz, E. und Penalosa, J. (1998): The Controllability of a Monetary Aggregate in EMU. Banco de Espana — Servicio de Estudios. Documento de Trabajo Nr. 9817.
- Campbell, J. Y. und P. Perron (1991): Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. NBER Macroeconomics Annual 1991.
- Clausen, V. (1998): Money demand and monetary policy in Europe. In: *Weltwirtschaftliches Archiv* 134 (4), 712–740.
- Clausen, V. und J.R. Kim (1998): The Long-Run Stability of European Money Demand. Working Paper 113.
- Institute of Statistics and Econometrics. University of Kiel.
- Coenen, G. und J.-L. Vega (1999): The demand for M3 in the Euro Area. ECB Working Paper 6.
- Christiano, L.J. (1989): P*: Not the Inflation Forecaster's Holy Grail. In: *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 13 (4), 3–18.
- Davis, E.P. und G. Fagan (1997): Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries? In: *Journal of Applied Economics* 12 (6), 701–714.
- De Brouwer, G. und N.R. Ericsson (1998): Modeling Inflation in Australia. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 16 (4), 433–449.
- DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin), HWWA (Institut für Wirtschaftsforschung, Hamburg), ifo (ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München), IfW (Institut für Weltwirtschaft, Kiel), Institut für Wirtschaftsforschung Halle und RWI (Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen) (1999): Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 1999. Essen.

- Döpke, J., K.-J. Gern, Langfeldt, E., J. Scheide und M. Schlie (1998a): Quo vadis Euroland? In: Die Weltwirtschaft 1998 (1), 42–71
- Döpke, J., K.-J. Gern, Gottschalk, J., Langfeldt, E., Scheide, J., Schlie, M. und H. Strauß (1998b): Euroland: Neue Rahmenbedingungen für die Wirtschaftspolitik. In: Die Weltwirtschaft 1998 (3), 258–293.
- Ericsson, N.R. (1999): Empirical modeling of money demand. In: Lütkepohl, H. und J. Wolters (ed.), Money Demand in Europe. Physica-Verlag. Heidelberg.
- Ericsson, N.R., D.F. Hendry und G.E. Mizon (1999): Exogeneity, Cointegration and Economic Policy Analysis. In: Journal of Business & Economic Statistics 16 (4), 370–387.
- Espinosa-Vega, M.A. (1998): How Powerful is Monetary Policy in the Long Run? In: Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review 83 (3), 12–31.
- Estrella, A. und F.S. Mishkin (1997): Is there a role for monetary aggregates in the conduct of monetary policy? In: Journal of Monetary Economics 40 (2), 279–304.
- EZB (1999): Monatsbericht Februar 1999.
- Gern, K.-J., C.-P. Meier, J. Scheide und M. Schlie (1999): Euroland: Geldpolitik regt Konjunktur an. In: Die Weltwirtschaft 1999 (3), 318–344.
- Goldman Sachs (1999): The Risks to Price Stability in Euroland. European Weekly Analyst. 99/15.
- Gottschalk, J. (1999): On the Monetary Transmission Mechanism in Europe — Results from a Cointegration Analysis of a Money Demand System. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 219 (3+4), 357–374.
- Hallman, J. J., Porter, R. D. und D. H. Small (1991): Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run? In: American Economic Review 81 (4), 841–858.
- Hamilton, J. D. (1994): Time Series Analysis. Princeton.
- Hansen, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung. Vahlen. München.
- Hansen, G. und J.-R. Kim (1996): Money and Inflation in Germany: A Cointegration Analysis. In: Empirical Economics 21 (4), 601–616.
- International Monetary Fund (1999): Divergences in Growth Performance Among the United States, Europe and Japan: Long-Run Trends or Cyclical Differences? In: World Economic Outlook. Oktober 1999, 77–112.
- Jarchow, H.-J. (1998): Theorie und Politik des Geldes 1. UTB. Göttingen.
- Juselius, K. (1992): Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark. In: Journal of Policy Modelling 14 (4), 401–428.
- Kydland, F.E. und E.C. Prescott (1990): Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth. In: Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 14 (2), 3–18.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. und Y. Shin (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. In: Journal of Econometrics 54, 159–178.
- Lee, J. (1999): Alternative P* Models of Inflation Forecasts. In: Economic Inquiry 37 (2), 312–325.
- Lütkepohl, H. und J. Wolters (1999): Money Demand in Europe. Physica-Verlag. Heidelberg.
- Lucas, R. E. (1986): Adaptive Behavior and Economic Theory. In: Journal of Business 59 (4), 401–426.
- Milbourne, R. (1988): Disequilibrium Buffer Stock Models: A Survey. In: Journal of Economic Surveys 2 (3), 187–208.
- Mishkin, F. S. (1995): Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. In: Journal of Economic Perspectives 9 (4), 3–10.
- OECD (1999): Beyond 20/20 Browser — Economic Outlook No. 65: Annual Data. CD-Rom.
- Orphanides, A. und R. D. Porter (1998): P* revisited: money-based inflation forecasts with a changing equilibrium velocity. Finance and Economics Discussion Series No. 26. Division of Research & Statistics. Federal Reserve Board.
- Romer, D. (2000): Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve. NBER Working Paper No. 7461.
- Stock, J. H. und Watson, M. W. (1999): Forecasting Inflation. National Bureau of Economic Research Working Paper 7023.
- Tober, S. und Schumacher, C. (1999): Europäische Geldpolitik: Einschwenken auf neutralen Kurs. In: Wirtschaft im Wandel 1999 (15), 12–18.
- Tödter, K.-H. und H.-E. Reimers (1994): P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany. In: Weltwirtschaftliches Archiv 130 (2), 273–290.
- Vlaar, P. J. G. und H. Schuberth (1998): Monetary transmission and controllability of money in Europe: a structural vector error correction approach. Research memorandum WO&E Nr. 544/9814.
- Willms, M. (1994): Geld und Kredit. Unveröffentlichtes Skript. Kiel.

Summary

Inflation Forecasts for the Euro-area: How Useful are P^* -Models?

This article discusses the basic assumptions of the P^ -model and evaluates its inflation forecasting performance relative to competing indicators for inflation in the Euro-area. To assess the theoretical basis of P^* the relevance of the quantity theory, the importance of stable money demand function and the role of monetary aggregates in the transmission mechanism are discussed. As a first step to evaluate the forecast performance of P^* on empirical grounds, three versions of P^* are presented. A comparison of the forecast performance for the Euro-area shows that P^* performs well, but so do a number of alternative inflation indicators.*