

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

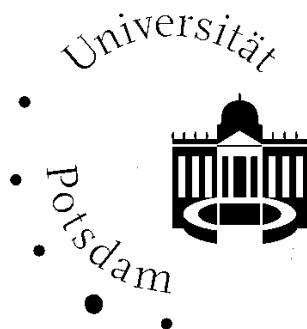
Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

**STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE**

**Nr. 21**

Andreas Nastansky

**Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang  
zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung:  
Analyse einer kointegrierenden Beziehung**



Potsdam 2004

ISSN 0949-068X

# STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 21

Andreas Nastansky

## **Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung**

Herausgeber : Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam  
Postfach 90 03 27, D-14439 Potsdam  
Tel. +49 (0) 331 977-3225  
Fax. +49 (0) 331 977-3210  
Email : [strohe@rz.uni-potsdam.de](mailto:strohe@rz.uni-potsdam.de)  
2004, ISSN 0949-068X

# Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis</b>	<b>3</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b>	<b>4</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis</b>	<b>5</b>
<b>Symbolverzeichnis</b>	<b>6</b>
<b>1 Einleitung</b>	<b>9</b>
<b>2 Theoretische Grundlagen</b>	<b>11</b>
2.1 Transmissionsprozess, Indikatoren, Ziele und Strategien der Geldpolitik	11
2.2 Quantitätsgleichung und Quantitätstheorie	14
2.3 Die Geldmenge als Element der geldpolitischen Strategien der Deutschen Bundesbank und der EZB	17
2.4 Der P-Stern-Ansatz	19
2.4.1 Das Grundmodell	19
2.4.2 Die Preislücke in komparativ-statischer und dynamischer Sichtweise	21
2.4.3 Geldpolitische Implikationen des Preislückenmodells	23
2.5 Ökonometrische Methodologie	24
2.5.1 Stationarität und Formen der Nichtstationarität	24
2.5.2 Kointegration	26
2.5.3 Das Fehlerkorrekturmodell	29
2.6 Zusammenführung der ökonomischen Theorie des P-Stern-Ansatzes mit der ökonometrischen Methodik	32
2.6.1 Die Preislücke und das Fehlerkorrekturmodell	32
2.6.2 Bestimmungswege der Preislücke	34

<b>3</b>	<b>Statistische Datenbasis</b>	<b>37</b>
3.1	Verwendete Variablen	37
3.2	Datenbeschreibung und Datentransformation	38
<b>4</b>	<b>Empirische Analyse und Modellierung</b>	<b>47</b>
4.1	Langfristiger Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen	47
4.1.1	Ausgewählte empirische Ergebnisse	48
4.1.2	Eigene Schätzungen	53
4.2	Kurzfristiger Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen	66
4.2.1	Ausgewählte empirische Ergebnisse	66
4.2.2	Bestimmung der Preislücken	70
4.2.3	Preislücke und Preisentwicklung	74
4.2.4	Integrations- und Kointegrationstests	76
4.2.5	P-Stern-Fehlerkorrekturmodelle	78
4.2.6	Ex post- und ex ante-Prognosemodelle	86
<b>5</b>	<b>Schlussfolgerungen und Schlusswort</b>	<b>93</b>
<b>Anhang A</b>	<b>DF- und ADF-Einheitswurzeltest</b>	<b>97</b>
<b>Anhang B</b>	<b>Regressionsresultate VAR(2)-Modelle</b>	<b>98</b>
<b>Anhang C</b>	<b>Preislücken</b>	<b>99</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>100</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Geldpolitischer Transmissionsprozess	12
Abbildung 2: Die neue Strategie der EZB	18
Abbildung 3: Die Preislücke in komparativ-statischer Sichtweise	21
Abbildung 4: Die Preislücke in dynamischer Sichtweise	22
Abbildung 5: Internationaler Geldmengen-Preis-Zusammenhang	48
Abbildung 6: Geldmengen- und Preisentwicklung in Logarithmen	49
Abbildung 7: Geldmengen- und Preisentwicklung in Wachstumsraten	49
Abbildung 8: Verlauf der normierten Niveauvariablen von 1974 – 2002	54
Abbildung 9: Jährliche Wachstumsraten von 1975 – 2002	55
Abbildung 10: Scatter-Diagramm der jährlichen Wachstumsraten	58
Abbildung 11: VPI-Umlaufgeschwindigkeit in Abhängigkeit von M1 und M3	70
Abbildung 12: Graphische Darstellung der „negativen“ Preislücken	73
Abbildung 13: Gegenüberstellung M3-VPI-I.-II.-Preislücken	73
Abbildung 14: M3-VPI-I.-II.-Preislücken und die Veränderungsdaten des VPI	74
Abbildung 15: Prognosewerte des M1-VPI-I.-Preislückenmodell	89
Abbildung 16: Prognosewerte des M1-DEF-II.-Preislückenmodell	89
Abbildung 17: VPI-I.-Preislücken	99
Abbildung 18: Deflator-I.-Preislücken	99

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Übersicht statistische Datenbasis	39
Tabelle 2: Korrelationskoeffizienten Geldmengenwachstum und Inflation	50
Tabelle 3: Durchschnittliche Wachstumsraten in %	52
Tabelle 4: Korrelationsmatrix der Niveaus	59
Tabelle 5: Korrelationsmatrix der Wachstumsraten	59
Tabelle 6: Korrelationsmatrix der 2-Jahresdurchschnitte der Wachstumsraten	60
Tabelle 7: Korrelationsmatrix der 4-Jahresdurchschnitte der Wachstumsraten	60
Tabelle 8: Regressions-schätzungen der natürlichen Logarithmen	61
Tabelle 9: Regressions-schätzungen der Wachstumsraten	61
Tabelle 10: Regressions-schätzungen der verzögerten M3-Wachstumsraten	62
Tabelle 11: Resultate der paarweisen Granger-Kausalitätsuntersuchung	64
Tabelle 12: Durchschnitte der jährlichen Wachstumsraten in %	65
Tabelle 13: Regressionsresultate der langfristigen realen Geldnachfragefunktion	72
Tabelle 14: ADF-Test der Logarithmen	76
Tabelle 15: ADF-Test der ersten Differenzen	76
Tabelle 16: ADF-Test der Preislücken	78
Tabelle 17: Regressionsresultate der allgemeinen $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle	80
Tabelle 18: Regressionsresultate der „optimalen“ $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle	84
Tabelle 19: Prognosefehler VPI	88
Tabelle 20: Prognosefehler Deflator	88
Tabelle 21: Ex ante-Prognosen der Inflationsraten des 4. Quartals 2003 in %	90
Tabelle 22: Resultate der VAR(2)-Schätzungen	98

## Abkürzungsverzeichnis

ADF	Augmented Dickey-Fuller
AR	Auto-Regressiv
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BRD	Bundesrepublik Deutschland
CES	Constant Elasticity of Substitution
DB	Deutscher Beitrag
DEF	Deflator des Bruttoinlandsprodukts
DF	Dickey-Fuller
ECM	Error-Correction-Modell
ESVG	Europäisches System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen
EWU	Europäische Währungsunion
EZB	Europäische Zentralbank
GDP	Gross Domestic Product
GNP	Gross National Product
HP	Hodrick-Prescott
HVPI	Harmonisierter Verbraucherpreisindex
LIK	Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise
LR	Likelihood-Ratio
MA	Moving-Average
MAE	Mean Absolute Error
M0, M1, M2, M3	Geldmengenaggregate in jeweiligen Abgrenzungen
OLS	Ordinary Least-Squares
Q	Quartal
RMSE	Root Mean Squared Error
SBC	Schwarz-Bayesian-Informationskriterium
USA	Vereinigte Staaten von Amerika
VAR	Vektor Auto-Regression
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
VPI	Verbraucherpreisindex
WWU	Wirtschafts- und Währungsunion

# Symbolverzeichnis

## 1 Allgemeine Regeln

Gleichgewichtsgrößen	hochgestellter *
Logarithmierte Werte	der natürliche Logarithmus einer Variablen ist durch seinen korrespondierenden Kleinbuchstaben gegeben
Niveauvariablen	große Buchstaben
Schätzer	Dach über dem Koeffizienten
Wachstumsraten	erste Differenzen der natürlichen Logarithmen als näherungsweise Wachstumsraten
Zeitindex	tiefgestelltes t

## 2 Lateinische Buchstaben

a	absolutes Glied
b	Koeffizient der exogenen Variable einer Regressionsgleichung bzw. Einkommenselastizität der Geldnachfrage
BG	Breusch-Godfrey-Statistik
CI	Kointegration
Cov	Kovarianzoperator
DEWU	Dummy-Variable Europäische Währungsunion
DL	erste Differenzen der natürlichen Logarithmen
DW	Durbin-Watson-Statistik
D199	Dummy-Variable Europäische Währungsunion
D390	Dummy-Variable Wirtschafts- und Währungsunion
E	Erwartungswertoperator
F	F-Statistik
GQ	Goldfeld-Quandt-Statistik
$H_0$	Nullhypothese
$H_1$	Alternativhypothese
i	Laufvariable



$I(d)$	Integriertheit vom Grade $d$
$j$	Laufvariable
JB	Jarque-Bera-Statistik
$k$	Kassenhaltungskoeffizient
$\ln$	natürlicher Logarithmus
$L$	nominale Geldnachfrage
$M$	nominale Geldmenge
$M/P$	reale Geldnachfrage
$(m - p)$	reale Geldnachfrage in Logarithmen
$p_{im}$	Importpreise
$P$	Preisniveau
$P^*$	Gleichgewichtspreisniveau
$P_T$	durchschnittliche Preisniveau des realen Transaktionsvolumens
$(p - p^*)$	Preislücke
$(p^* - p)$	umgekehrte („negative“) Preislücke
PL	Preislücke auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung
PLR	Preislücke auf Basis der Residuen der Geldnachfragefunktion
$r$	reale Rendite bzw. Korrelationskoeffizient von Bravais-Pearson
$R^2$	Bestimmtheitsmaß
$R^2_{\text{korr}}$	korrigiertes Bestimmtheitsmaß
$t$	Zeitindex
$T$	reales Transaktionsvolumen
$u$	umgekehrte („negative“) Preislücke
$u_t$	Störvariable
$\hat{u}_t$	OLS-Residuen
$V$	Umlaufgeschwindigkeit des Geldes
$V^*$	gleichgewichtige Umlaufgeschwindigkeit des Geldes
$V_T$	Transaktions-Umlaufgeschwindigkeit des Geldes
Var	Varianzoperator
$Y$	realer Output
$Y^*$	gleichgewichtiger realer Output
$Y^N$	nominaler Output

### 3 Griechische Buchstaben

$\alpha$	Koeffizient der exogenen Variable des P*-ECM
$\beta_i$	Koeffizienten der um i-Quartale verzögerten endogenen Variable des P*-ECM
$\gamma$	Koeffizient des Fehlerkorrekturglieds des P*-ECM (Preislücke)
$\gamma_1$	Koeffizient der Umlaufgeschwindigkeitslücke
$\gamma_2$	Koeffizient der Outputlücke
$\Delta$	Differenzoperator (hier: erste Differenzen)
$\Delta \ln$	näherungsweise Wachstumsrate
$\delta$	Koeffizient der Importpreise
$\delta_1$	Koeffizient der Variable D390
$\delta_2$	Koeffizient der Variable D199
$\varepsilon_t$	Störvariable
$\lambda$	Glättungsparameter
$\pi$	Wachstumsrate von P
$\rho$	Autoregressiver Parameter
$\sigma^2$	Varianz
$\varphi$	Autoregressiver Parameter

# 1 Einleitung

Inflation ist langfristig ein monetäres Phänomen. Diese unter anderem auf den Grundvorstellungen von M. Friedman, Brunner und Meltzer ruhende Aussage enthält die Feststellung, dass die Entwicklung des Preisniveaus langfristig durch die Veränderung der in der Volkswirtschaft zirkulierenden Geldmenge determiniert wird.<sup>1</sup> Entsprechend der klassischen Dichotomie wirken monetäre Größen (z.B. die Geldmenge) allenfalls kurz- bis mittelfristig auf realwirtschaftliche Größen (z.B. den realen Output) ein. Für die lange Frist besteht Neutralität des Geldes.<sup>2</sup> Die Preisentwicklung bestimmt sich primär aus der Liquiditätsausstattung der Wirtschaftssubjekte. Eine dauerhaft das Potenzialwachstum übersteigende Zunahme der Geldmenge mündet in ein Anziehen der Preise für Verbraucher und Produzenten. In Anbetracht der negativen Folgen stark inflatorischer Prozesse<sup>3</sup> rückt das Ziel der Geldwert- bzw. Preisniveaustabilität in den Fokus der Geldpolitik der Zentralbanken. Da Zentralbanken in einem marktlich organisierten Wirtschaftssystem die Preise für Waren und Dienstleistungen nicht administrativ festlegen können, bedarf es bei der Durchführung der Geldpolitik – vor dem Hintergrund der Unsicherheit der Wirkung geldpolitischer Impulse auf makroökonomische Endziele und der zeitlichen Verzögerung zwischen der geldpolitischen Maßnahme und der Reaktion des Preisniveaus – Indikatoren, die Auskunft über zukünftiges Inflations- oder Deflationspotenzial geben. Der Geldmenge als Früh- und Wirkungsindikator kommt dabei eine herausragende Rolle zu. Nicht zuletzt im Rahmen der von der Deutschen Bundesbank seit 1974 betriebenen Geldmengensteuerung dient die Geldmenge als Zwischenzielvariable im geldpolitischen Transmissionsprozess. Voraussetzung dafür ist zum einen das Vorliegen einer stabilen Beziehung zum geldpolitischen Impuls und zum anderen ein stabiler gleichgerichteter Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung. Die auf der Quantitätstheorie ruhende Langfristbeziehung beider Größen konnte in zahlreichen Untersuchungen empirisch bestätigt werden.<sup>4</sup> Für die kurze Frist ließ sich eine eindeutige Kausalbeziehung nicht nachweisen. Kurz- bis mittelfristig überlagern vielfältige Einflüsse den komplexen Transmissionsprozess. Bestimmungsfaktoren wie die konjunkturelle Lage, die Wechselkursentwicklung, außenwirtschaftliche Verflechtungen oder die Lohnfindung können den durch die Geldmenge vorgegebenen Preistrend überlagern. Nicht zuletzt deshalb verzichtete die EZB auf eine reine Geldmengensteuerung. Auf der Basis neuerer Entwicklungen in der Ökonometrie zum Thema

---

<sup>1</sup> Vgl. Tietmeyer (1996), S. 1.

<sup>2</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 218.

<sup>3</sup> Anzuführen wären die Verzerrung der Signalfunktion der relativen Preise, Unsicherheit mit der Folge erhöhter Risikoprämien, höhere Steuerquoten durch die kalte Progression und die Veränderung der Einkommens- und Vermögensverteilung (EZB (2003), S. 91).

<sup>4</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995) und Dwyer/Hafer (1999).

Kointegration entwarfen Ende der 80er Jahre Ökonomen des Federal Reserve Board den P-Stern-Ansatz (auch P-Star/ $P^*$  - bzw. Preislückenmodell). Das Konzept der Kointegration erlaubt die Untersuchung langfristiger Zusammenhänge zwischen nichtstationären ökonomischen Variablen – in diesem Fall zwischen Geldmenge und Preisen.<sup>5</sup> Kointegrierte Größen weisen eine tendenzielle Übereinstimmung im lang- und kurzfristigen Verhalten auf. Ausgehend von langfristigen quantitätstheoretischen Überlegungen wurde die Geldmenge in eine Indikatorvariable P-Stern ( $P^*$ ) transformiert und mit dem aktuellen Preisniveau in eine Gleichgewichtsbeziehung gesetzt. Abweichungen, definiert als Preislücke, weisen Informationsgehalt bezüglich der kurzfristigen Preisdynamik auf und werden zur Inflationsprognose herangezogen.

Im Rahmen dieses Diskussionsbeitrags wird untersucht, inwieweit der theoretische Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung auch empirisch bestätigt werden kann. Die Untersuchung des Langfristzusammenhangs mittels klassischer statistischer Verfahren wie der Korrelations- und Regressionsanalyse, der graphischen Darstellung und der Nachbildung der Quantitätsgleichung mittels der durchschnittlichen Wachstumsraten wird begleitet von der Kausalitätsuntersuchung beider Variablen. Entsprechend der ökonomischen Theorie ist zu erwarten, dass sich die Geldmenge kausal zur Preisentwicklung verhält. Bevor eine eigene empirische Analyse für die Bundesrepublik durchgeführt wird, erfolgt eine kurze Darlegung ausgewählter Ergebnisse internationaler Arbeiten. Die Ausführungen zum Kurzfristzusammenhang widmen sich der Untersuchung der bundesdeutschen Daten auf Kointegration und der Formulierung von Fehlerkorrekturmodellen auf Grundlage des  $P^*$ -Ansatzes. Zuvor werden die unterschiedlichen Herleitungswege der Preislücke und ihr Zusammenhang zur Preisentwicklung veranschaulicht. Dem folgt die Beurteilung der Modellvalidität allgemeiner und „optimaler“  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle. Anschließend wird getestet, inwiefern das theoretische Konstrukt der Preislücke geeignet ist, die kurzfristige Preisdynamik zu prognostizieren. Die eigene Analyse wird begleitet von der Darstellung der Vorgehensweise und der Resultate ausgewählter Arbeiten zum  $P^*$ -Ansatz. In die Berechnungen und Schätzungen fließen zwei Geldmengenaggregate (M1, M3) und zwei Preisindizes (VPI, BIP-Deflator) ein. Inwieweit die Wahl der Geld- und Preisvariablen Einfluss auf die Stabilität der Beziehung zwischen Geldmenge und Preisen nimmt, ist mit Gegenstand der Untersuchung.

Die Arbeit wird wie folgt gegliedert sein: Im zweiten Kapitel werden die wichtigsten geldtheoretischen und –politischen Grundlagen wie die Quantitätsgleichung und –theorie sowie der

---

<sup>5</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 239.

P\*-Ansatz vorgestellt. Dem folgt die Darstellung der ökonometrischen Methodologie (Kointegration ökonomischer Variablen und das Fehlerkorrekturmodell). Anschließend wird die ökonometrische Methodik auf die ökonomische Theorie angewandt und die Wege zur Bestimmung der Preislücke aufgezeigt. In Kapitel drei wird das verwandte statistische Datenmaterial beschrieben und notwendige Transformationsschritte erklärt. Die empirische Modellierung und Analyse des kurz- und langfristigen Zusammenhangs zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung findet Raum im vierten Kapitel. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung der wesentlichen Resultate und einigen daraus abgeleiteten geldpolitischen Implikationen.

## **2 Theoretische Grundlagen**

### **2.1 Transmissionsprozess, Indikatoren, Ziele und Strategien der Geldpolitik**

Als Transmissionsprozess bezeichnet man den Weg, den ein geldpolitischer Impuls in Form einer Wirkungskette nimmt und dessen Wirkung auf den realwirtschaftlichen Sektor und das Preisniveau.<sup>6</sup> Mit Unsicherheit behaftet sind die Geschwindigkeit bzw. Verzögerung und die Intensität des monetären Impulses, d.h. welche Auswirkungen auf reale Größen wie das reale Bruttoinlandsprodukt oder die Beschäftigung und auf nominale Größen wie das Preisniveau erzeugt werden.<sup>7</sup> Darüber hinaus können kurz- bis mittelfristig vielfältige Faktoren, z.B. die Lohn-, Fiskal- oder Außenwirtschaftspolitik, Einfluss auf den Transmissionsprozess entfalten. Beschränkend auf die Quantitätstheorie als ein „direkter nachfrageseitiger Transmissionsweg“<sup>8</sup> ist die Entwicklung des Preisniveaus primär aus der Liquiditätsausstattung der Volkswirtschaft abgeleitet. So mündet ein Wachstum der Geldmenge, bereinigt um die trendmäßige Veränderung der Geldnachfrage oberhalb der Zunahme des Produktionspotenzials, in eine stark wachsende Güternachfrage, die die gesamtwirtschaftlichen Produktionsmöglichkeiten übersteigt – mit der Folge eines Anziehens der Preise<sup>9</sup>.

Um die Wirkungen geldpolitischer Maßnahmen frühzeitig erkennen zu können, benötigen Zentralbanken geeignete Zwischenziele und Indikatoren. Diese sollten Aufschluss über die Stärke und Wirkungsrichtung geben und folgenden generellen Anforderungen genügen:<sup>10</sup>

- sie müssen beobachtbar sein,

---

<sup>6</sup> Vgl. Borchert (1997), S. 196.

<sup>7</sup> Vgl. Issing(1998), S. 147.

<sup>8</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 242.

<sup>9</sup> Wobei nicht nur die Verbraucherpreise sondern auch die Vermögens-titel Wertsteigerungen unterliegen können.

<sup>10</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 371.

- quantitative Angaben in kurzen Abständen und möglichst ohne zeitliche Verzögerungen zur Verfügung stellen und
- verlässliche Rückschlüsse auf die Wirkung der geldpolitischen Impulse zulassen.

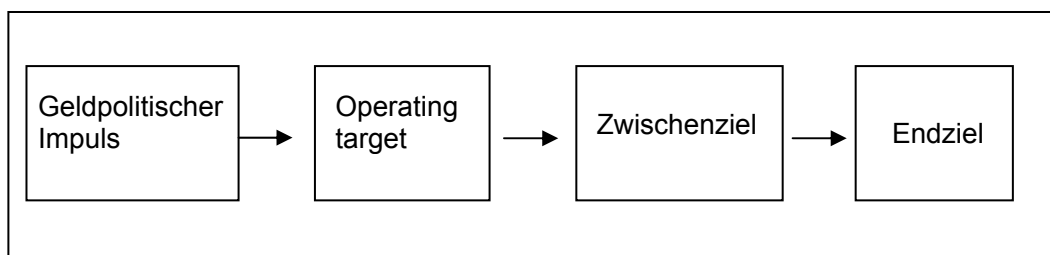
Die Anforderungen an Zwischenzielvariablen gehen darüber hinaus:<sup>11</sup>

- sie müssen von der Notenbank mit Hilfe geldpolitischer Instrumente gesteuert werden können und
- es muss ein eindeutiger kausaler Zusammenhang zum geldpolitischen Endziel bestehen, d.h. mit der Realisierung des Zwischenziels muss die Erreichung des Endziels sichergestellt sein.

Geldpolitische Indikatoren lassen sich einteilen in Früh- und Wirkungsindikatoren. Erstere signalisieren frühzeitig Gefahr für die Stabilität der angestrebten makroökonomischen Endgröße – hier die Preisniveaustabilität. Zu ihnen zählen u. a. die Geldmenge, die Entwicklung der Wechselkurse, Anstieg und Lage der Zinsstrukturkurve oder die Lohnabschlüsse.<sup>12</sup> Wirkungsindikatoren, i. d. R. eine Teilmenge der Frühindikatoren, geben Auskunft über die Stärke und Richtung geldpolitischer Instrumenteneinsatzes, d.h. darüber wie direkt Änderungen des Operating target<sup>13</sup> oder indirekt Änderungen des geldpolitischen Zwischenziels auf die Zielgröße einwirken.<sup>14</sup> Hervorzuheben wären der Geldmarktzinssatz und die Geldbasis als Operating targets sowie die Geldmenge und der Wechselkurs als Zwischenziele.

Wie bereits angeführt wirken geldpolitische Maßnahmen nur mit langen und variablen Wirkungsverzögerungen auf das angestrebte geldpolitische Endziel ein. Für die Zentralbank kann es von Vorteil sein, ihre Politik nicht direkt am Endziel, sondern indirekt an einem geldpolitischen Zwischenziel auszurichten. Folglich nimmt die Größe, wie in Abbildung 1 zu erkennen ist, eine Zwischenstellung im geldpolitischen Transmissionsprozess ein.

Abbildung 1: Geldpolitischer Transmissionsprozess



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 246.

<sup>11</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 371f.

<sup>12</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 245.

<sup>13</sup> Geldpolitische Größen, wie die Geldbasis, die direkt durch die Notenbank gesteuert werden kann.

<sup>14</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 244.

Als denkbare Zwischenziele kommen die langfristigen Zinsen, das Kreditvolumen oder die verschiedenen Geldmengenaggregate in Betracht. Eine Zwischenzielgröße, die sowohl den definierten Anforderungen gerecht wird als auch über die Signalfunktion eines Frühindikators verfügt, repräsentiert die Geldmenge.<sup>15</sup> Ferner spricht für die Geldmenge ihr theoretisch fundierter und empirisch bestätigter langfristig stabiler Zusammenhang zur Preisentwicklung (geldpolitisches Endziel). Die Zentralbank ist durch den Einsatz geldpolitischer Instrumente in der Lage, die Geldmenge über den Prozess der multiplen Geldschöpfung zu beeinflussen.<sup>16</sup> Den Indikatoranforderungen wird die Geldmenge ebenfalls gerecht, da sie zum einen durch die Bankenstatistik gut erfassbar ist und zum anderen gegenüber der Preisentwicklung einen geschätzten Vorlauf von ein bis drei Jahren aufweist.<sup>17</sup> Stützt die Zentralbank ihre Politik auf ein geldpolitisches Zwischenziel, entscheidet sie sich gleichzeitig für eine bestimmte geldpolitische Strategie<sup>18</sup>. Mögliche Ausprägungen sind die Geldmengen-, Wechselkurs-, Zins- oder nominelle-BIP-Steuerung.<sup>19</sup> Die Geldmengenstrategie gründet auf einem langfristig stabilen Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung und beinhaltet die Vorgabe eines Geldmengenziels für ein bestimmtes Geldmengenaggregat. Dieses basiert auf quantitätstheoretischen Überlegungen und ergibt sich aus dem Potenzialwachstum der Volkswirtschaft und der angestrebten Preissteigerungsrate; korrigiert um die trendmäßige Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldmengenaggregates. Die Notenbank publiziert ihr Geldmengenziel und ist in ihrem Handeln bestrebt, das tatsächliche Geldmengenwachstum an ihren Zielwert anzunähern.<sup>20</sup> Die Verfechter dieser Vorgehensweise heben hervor, dass „angekündigte Geldmengenziele die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte stabilisieren und so die realwirtschaftlichen Kosten der Inflationsbekämpfung senken können“<sup>21</sup>. Ein alternatives Vorgehen stellt der Verzicht auf ein geldpolitisches Zwischenziel dar. Bei der einstufigen Konzeption des Inflation-Targeting strebt die Zentralbank eine direkte Steuerung des geldpolitischen Endziels an.<sup>22</sup> Die Notenbank veröffentlicht ein direktes Inflationsziel. Die geldpolitischen Entscheidungen erfolgen auf Grundlage eines umfassenden Bündels monetärer und realwirtschaftlicher Indikatoren der kurz- bis mittelfristigen Preisentwicklung. Dabei ist die Geldmenge nur einer unter vielen Indikatoren. Im Zuge einer derartigen Strategie ist die Zent-

---

<sup>15</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 248 und Issing (1996), S. 185ff.

<sup>16</sup> Vgl. Gerdesmeier (2003), S. 23.

<sup>17</sup> Vgl. ebenda.

<sup>18</sup> Der Begriff geldpolitische Strategie beschreibt die konzeptionelle Vorgehensweise einer Zentralbank bei der Verfolgung ihres geldpolitischen Endziels (Jarchow (1998), S. 334).

<sup>19</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 41ff.

<sup>20</sup> Vgl. Issing (1996), S. 183.

<sup>21</sup> Vgl. Tietmeyer (1996), S. 2.

<sup>22</sup> Vgl. Issing (1996), S. 207.

ralbank verpflichtet, kontinuierlich Inflationsprognosen aufzustellen.<sup>23</sup> Abweichungen vom Zielwert weisen auf die Richtung und Stärke des geldpolitischen Handlungsbedarfs hin. Am Beispiel der geldpolitischen Strategien der Deutschen Bundesbank und der Europäischen Zentralbank wird die Rolle der Geldmenge im Anschluss an die Ausführungen zur Quantitätsgleichung und -theorie näher erläutert.

## 2.2 Quantitätsgleichung und Quantitätstheorie

Die Quantitätsgleichung und die Quantitätstheorie bilden die wirtschaftstheoretische Basis der Geldmengensteuerung und des  $P^*$ -Ansatzes. Im Folgenden wird ein Überblick über die wesentlichen Entwicklungsschritte gegeben.<sup>24</sup> Die ältere Quantitätstheorie, die „lange Zeit die einflussreichste Analyse des Geldes war“<sup>25</sup>, unterscheidet im Wesentlichen zwei Ansätze: den transaktionstheoretischen Ansatz (Umlaufgeschwindigkeitsansatz) und den Kassenhaltungsansatz (Cambridge-Gleichung).

Ausgangspunkt der Betrachtung bildet die von Irvin Fisher im Jahr 1911 aufgestellte Quantitätsgleichung. Diese ex post-Identitätsgleichung ist auch unter der Bezeichnung Fisher'sche Verkehrsgleichung bekannt:

$$(1) \quad M \cdot V_T \equiv P_T \cdot T$$

$M$  bezeichnet die Geldmenge,  $V_T$  die Transaktions-Umlaufgeschwindigkeit des Geldes<sup>26</sup>,  $P_T$  das durchschnittliche Preisniveau und  $T$  das reale Transaktionsvolumen. Gleichung (1) beschreibt, dass die Geldmenge einer Volkswirtschaft so groß sein muss, dass sie die Finanzierung aller Transaktionen ermöglicht. Je schneller das Geld umläuft, desto weniger ist erforderlich und je höher die Preise und je mehr Transaktionen abgewickelt werden, desto mehr Geld wird benötigt. Vor dem Hintergrund, dass das reale Volkseinkommen/Wertschöpfung ( $Y$ ) und nicht das reale Transaktionsvolumen ( $T$ ) Zielgröße gesamtwirtschaftlichen Handelns ist, kann die Quantitätsgleichung wie folgt formuliert werden:

$$(2) \quad M \cdot V = P \cdot Y$$

$P$  ist nun das Preisniveau der in  $Y$  enthaltenen Waren.  $V$  bezeichnet die Einkommens-Kreislaufgeschwindigkeit des Geldes (vereinfachend: Umlaufgeschwindigkeit des Geldes). Da  $Y$  kleiner als  $T$  ist, muss  $V_T$  größer sein als  $V$ . Die Quantitätsgleichungen gelten immer, da

---

<sup>23</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 82f.

<sup>24</sup> Die folgenden Ausführungen basieren zum Teil auf meiner Seminararbeit im Rahmen des Weltwirtschaftlichen Seminars im WS 2002/2003 zum Thema: Geldmengen und Preisentwicklung: Der P-Star Ansatz.

<sup>25</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 77.

<sup>26</sup> Häufigkeit, mit der die in der Volkswirtschaft vorhandene Geldmenge zur Finanzierung des nominalen Transaktionsvolumens in einer definierten Zeitspanne umläuft.



sie rein tautologischer Natur sind.<sup>27</sup> Zur Quantitätstheorie wird die Quantitätsgleichung erst durch das Treffen zusätzlicher Annahmen: Sofern Geldmengenvariationen keinen Einfluss auf den realen Output ( $Y$ )<sup>28</sup> und auf die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes ( $V$ ) ausüben, folgt:

$$(3) \quad \Delta M \Rightarrow \Delta P$$

Eine Veränderung der Geldmenge führt direkt zu einer proportional gleichgerichteten Veränderung des Preisniveaus; die zu erklärende Variable Preisniveau als Funktion der in der Volkswirtschaft zirkulierenden Geldmenge. Die einfache Form der Quantitätstheorie rief zahlreiche Kritik hervor. Als Erstes wird angeführt, dass eine Ausdehnung der Geldmenge nicht zwangsläufig zu einer Steigerung der Gesamtnachfrage führt, sofern die Geldnachfrage stark zinselastisch ist.<sup>29</sup> Das zusätzliche Geld fließt zum Teil in der Spekulationskasse (Keynesianische Liquiditätsfalle). Zweitens hängen die Preiseffekte der Geldmengenerhöhung von der konjunkturellen Lage ab. Sind die Produktionsfaktoren (Arbeit und Kapital) unterausgelastet, d.h. Arbeitslosigkeit und nicht genutzte Produktionskapazitäten, bewirkt eine Erhöhung der Nachfrage eine Ausweitung der Produktion. Drittens kann die eindeutige Kausalität der Geldmenge für das Preisniveau entsprechend der Banking-Theorie umgekehrt werden.<sup>30</sup> So resultiert aus einer Steigerung der nominalen Wirtschaftstätigkeit über die kreditfinanzierten Investitionen eine Zunahme der Geldmenge. Viertens verzichtet die einfache Quantitätstheorie auf die mikroökonomische Fundierung des Transmissionsprozesses zwischen Geldmenge und Preisen.<sup>31</sup> Mit makroökonomischen Aggregaten operierend, werden die individuellen Dispositionen der Wirtschaftssubjekte nicht erklärt. Die Kritikpunkte wurden zum Teil von Marshall und seinem Kassenhaltungsansatz aufgegriffen.

In dem von Alfred Marshall 1923 entwickelten Kassenhaltungsansatz stehen die Determinanten der individuellen Geldnachfrage im Mittelpunkt.<sup>32</sup> Ansatzpunkt ist die Frage, wie viel Geld die Wirtschaftssubjekte zur Durchführung ihrer geplanten Transaktionen halten. Dabei spielen nicht wie bei Fisher technisch-institutionelle Gegebenheiten eine Rolle, sondern ausschlaggebend ist, wie viel Geld der Einzelne zu halten wünscht. Die aggregierte Geldnachfragefunktion führt dann zur Cambridge-Gleichung:

$$(4) \quad L = k \cdot P \cdot Y$$

mit der nominalen Geldnachfrage  $L$  aus dem Transaktionsmotiv und dem Kassenhaltungskoeffizient  $k$ . Die Wirtschaftssubjekte halten stets Kasse in Höhe eines bestimmten Anteiles  $k$  an

---

<sup>27</sup> Vgl. Issing (1998), S. 142.

<sup>28</sup> Wird durch die Produktionsfunktion bestimmt.

<sup>29</sup> Vgl. Issing (1998), S. 144.

<sup>30</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 225.

<sup>31</sup> Vgl. Issing (1998), S. 145.

<sup>32</sup> Vgl. Borchert (1997), S. 96.

ihrem Nominaleinkommen ( $P \cdot Y$ ). Folglich hängt die Geldhaltung nicht nur vom Transaktionsvolumen, sondern vielmehr vom Einkommen und den Opportunitätskosten der Geldhaltung (Geld- und Kapitalmarktzinssätze) ab. Der Koeffizient  $k$  ist definiert als der reziproke Wert der Umlaufgeschwindigkeit  $V$ . Befindet sich der Geldmarkt im Gleichgewicht ( $M=L$ ), gilt:

$$(5) \quad M = k \cdot P \cdot Y$$

Wie unschwer zu erkennen ist, führen die Ansätze von Fisher und Marshall formal zum selben Ergebnis. Jedoch fokussiert sich der Kassenhaltungsansatz auf die Frage, welche Konsequenzen aus einer Änderung der Kassenhaltungsgewohnheiten bei gegebener Geldmenge resultieren. Eine Zunahme des exogen fixierten Geldangebots  $M$  bewirkt bei unveränderten Kassenhaltungsgewohnheiten, d.h. bei konstantem  $k$ , eine Erhöhung des nominalen Volkseinkommens. Verringert sich hingegen  $k$  und bleibt  $M$  konstant, muss das nominale Volkseinkommen zunehmen. Diese mikroökonomische Betrachtungsweise der Geldhaltung war wegweisend für die neueren Geldnachfrage-theorien.<sup>33</sup>

Als weiteren und moderneren Ansatz der Quantitätstheorie ist der Monetarismus anzuführen. Dieser auf Milton Friedman beruhende Ansatz wird auch Neo-Quantitätstheorie genannt. Sein Ziel liegt in der theoretischen und empirischen Fundierung des Transmissionsprozesses von Geldmenge und Preisniveau. Mit der Neuformulierung der Quantitätstheorie zielte Friedman auf die Überwindung der Schwächen der einfachen Variante ab.<sup>34</sup> Geld wird als normales Gut betrachtet und die Geldnachfrage ist Teil einer allgemeinen Nachfragetheorie. Ferner stellt Geld eine Form der individuellen Vermögensanlage dar, d.h. die Wertaufbewahrungsfunktion rückt in den Mittelpunkt. Die Geldnachfrage als Teil eines Portfolios bestimmt sich aus dem Nutzen und den Kosten der Geldhaltung im Vergleich zu alternativen Vermögensanlagen. Zudem sind die Wirtschaftssubjekte frei von Geldillusion, d.h. sie orientieren sich allein an der realen Kassenhaltung, die durch die Nachfrage nach Gütern determiniert ist:

$$(6) \quad \frac{M}{P} = \frac{L}{P} = f(Y^{PERMANENT}, r_i, \dots)$$

Gleichung (6) beschreibt Friedmans reale Geldnachfragefunktion.<sup>35</sup> Diese hängt nur noch von realen Größen, z.B. dem permanenten Realeinkommen ( $Y^{PERMANENT}$ ) oder erwarteten realen Renditen ( $r_i$ ) auf unterschiedliche Vermögenstitel, ab. Die nominale Geldmenge  $M$  wird durch die Zentralbank exogen vorgegeben. Hingegen versteht sich die reale Geldmenge ( $M/P$ ) als endogene Größe, die aus dem Wirtschaftsprozess heraus zu erklären ist. Mit der Entscheidung

<sup>33</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 79.

<sup>34</sup> Vgl. Issing (1998), S. 146f.

<sup>35</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 94f.

über die Höhe der realen Kassenhaltung und damit der gewünschten Ausgaben determinieren die Wirtschaftssubjekte bei gegebenem Geld- und Güterangebot das Preisniveau und damit die reale Geldmenge/Geldnachfrage.<sup>36</sup> Den Kern des Monetarismus bildet die Aussage, dass die reale Geldnachfrage langfristig stabil ist, sodass eine Erhöhung der nominalen Geldmenge – bei konstanter gewünschter Realkasse – sich in einem Anstieg des Preisniveaus niederschlägt. Dabei passen sich Gütermengen und –preise gesamtwirtschaftlich der Geldmengenentwicklung an. Zudem weicht Friedman von der einfachen Quantitätstheorie ab, indem er von der Annahme einer konstanten Umlaufgeschwindigkeit absieht und lediglich einen stabilen funktionalen Zusammenhang unterstellt. Die Neo-Quantitätstheorie gab jedoch nur einen groben theoretischen Rahmen vor, der viel Raum für weitere Untersuchungen eröffnete.<sup>37</sup>

### 2.3 Die Geldmenge als Element der geldpolitischen Strategien der Deutschen Bundesbank und der EZB

Mit dem Ende des Systems von Bretton Woods im Jahr 1973 stellte die Deutsche Bundesbank die Geldmenge als Zwischenzielvariable in den Mittelpunkt ihrer geldpolitischen Strategie.<sup>38</sup> Seit dem Jahr 1974 verkündete sie ein jährliches Geldmengenziel unter den Annahmen, dass die Preisentwicklung maßgeblich von der Entwicklung der Geldmenge abhängt und die reale Geldnachfrage, genauer, die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes, einem stabilen Trend folgt.<sup>39</sup> Die Bundesbank wählte bis 1987 die Zentralbankgeldmenge als Zwischengröße. Infolge aufkommender Kritik an der stark „bargeldlastigen“ Zentralbankgeldmenge wechselte die Bundesbank zur breiter gefassten Geldmenge M3 als neue monetäre Zielgröße.<sup>40</sup> Die Ableitung des Geldmengenziels erfolgt aus der Quantitätsgleichung – mit dem Unterschied, dass die deutsche Bundesbank im Zuge ihrer mittelfristig potenzialorientierten Strategie einen Normwert für  $\Delta p$  vorgab und Trendwerte für  $\Delta y$  und  $\Delta v$  berechnete.<sup>41</sup>

$$(7) \quad \Delta m^{ZIEL} = \Delta p^{NORM} + \Delta y^{POT} - \Delta v^{TREND}$$

Entsprechend Gleichung (7) – auch Potenzialformel genannt – errechnet sich der Zielwert des Geldmengenwachstums ( $\Delta m^{ZIEL}$ ) aus der Summe der Wachstumsrate des Produktionspotenzials ( $\Delta y^{POT}$ ) und der normierten Inflationsrate ( $\Delta p^{NORM}$ ) – abzüglich der trendmäßigen Veränderung der Umlaufgeschwindigkeit des betreffenden Geldmengenaggregates ( $\Delta v^{TREND}$ ). Die Ableitung des Zielwertes wird ergänzt um die Formulierung eines Zielkorridors des Geld-

<sup>36</sup> Vgl. Issing (1998), S. 146.

<sup>37</sup> Vgl. Duwendag et al. (1999), S. 79.

<sup>38</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 248.

<sup>39</sup> Vgl. ebenda, S. 249f.

<sup>40</sup> Vgl. Issing (1992), S. 540.

<sup>41</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 253.

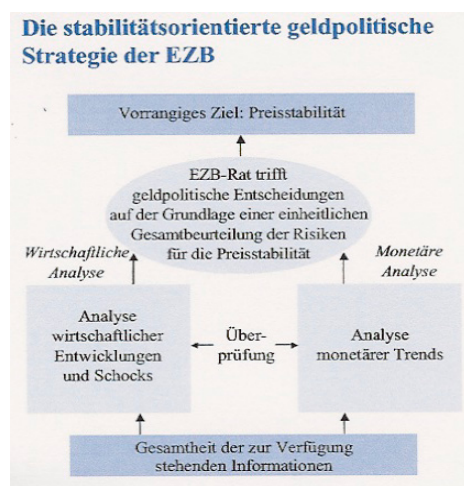
mengewachstums. Demnach verfolgte die Deutsche Bundesbank keine mechanische Befolgung des Geldmengenziels, sondern betrieb eine „pragmatische“ Geldmengensteuerung – zu der neben der Geldmenge weitere monetäre und realwirtschaftliche Indikatoren hinzugezogen wurden.<sup>42</sup> Verfehlungen des Geldmengenziels wurden bewusst in Kauf genommen. Nicht zuletzt trug dies zur Nichterreicherung des Zielkorridors in gut 50 % der Fälle bei.<sup>43</sup> Trotz der Zielverfehlungen bildet die Grundkonzeption der Geldpolitik der Deutschen Bundesbank die Basis der bisherigen geldpolitischen Strategie der Europäischen Zentralbank.

Die geldpolitische Strategie der EZB kann grob charakterisiert werden als eine Synthese aus einer pragmatischen Geldmengensteuerung und dem Endziel orientierten Inflations-Targeting. Im Wesentlichen umfasst sie drei Elemente:<sup>44</sup>

1. Die Quantifizierung des Zieles der Geldwertstabilität.
2. Die erste Säule mit dem Schwerpunkt auf der Analyse der Geldmenge.
3. Die zweite Säule mit zahlreichen Wirtschafts- und Finanzindikatoren.

Mit der Erklärung des EZB-Rates vom 8. Mai 2003 endete eine gründliche Überprüfung ihrer bisherigen geldpolitischen Strategie.<sup>45</sup> Neben der Präzisierung der Definition der Preisniveaustabilität – „... definiert als Anstieg des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) für das Euro-Währungsgebiet von unter 2 % gegenüber dem Vorjahr ... (ist) mittelfristig eine Preissteigerungsrate von nahe 2 % beizubehalten“<sup>46</sup> – wurde, wie in Abbildung 2 dargestellt, das Zwei-Säulen-Konzept überarbeitet.

Abbildung 2: Die neue Strategie der EZB



Quelle: EZB (2003a), S. 102.

<sup>42</sup> Vgl. Issing (1992), S. 540.

<sup>43</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 269.

<sup>44</sup> Vgl. EZB (2000a), S. 41 ff.

<sup>45</sup> Vgl. EZB (2003b), S. 8 f.

<sup>46</sup> Vgl. ebenda, S. 8.

Die ehemals zweite Säule, jetzt Wirtschaftliche Analyse, gewann an Gewicht. An Hand vielfältiger wirtschaftlicher und finanzieller Variablen, wie der Entwicklung der Produktion und der Wechselkurse und einer breiten Palette von Preis- und Kostenindikatoren (Industrielle Erzeugerpreise, Lohnstückkosten, Rohstoffpreise) werden Prognosen für die kurz- bis mittelfristige Inflationsentwicklung erstellt und mit dem angestrebten Zielwert verglichen.<sup>47</sup> Dem schließt sich die Monetäre Analyse – vormals erste Säule – an, in der die „mittel- bis langfristigen Inflationstrends mit Blick auf den engen Zusammenhang zwischen der Geldmenge und den Preisen über längere Horizonte bewertet werden“<sup>48</sup>. Neben der Ableitung eines längerfristigen Referenzwertes für das Wachstum der Geldmenge M3 schließt die Monetäre Analyse eine Reihe weiterer monetärer Indikatoren ein: die Komponenten des Geldmengenaggregats M3 und ihre Gegenpositionen, die Kreditvergabe sowie verschiedene Messgrößen der Überschussliquidität. Der Referenzwert repräsentiert lediglich eine Orientierungsgröße für die EZB-Politik, jedoch erinnert er die „Zentralbank ständig an das grundlegende Prinzip, dass sie zwar auf wirtschaftliche Entwicklungen reagieren muss, aber nie die Tatsache aus den Augen verlieren darf, dass die Wachstumsrate der Geldmenge über ausreichend lange Horizonte mit dem Ziel Preisstabilität in Einklang stehen muss“<sup>49</sup>. Als Fazit bleibt festzuhalten, dass infolge der verstärkten Hinwendung der EZB zur kurzfristigen Wirtschaftlichen Analyse die Geldmenge als Indikator und Zwischenzielgröße geschwächt wurde.

## **2.4 Der P-Stern-Ansatz**

### **2.4.1 Das Grundmodell**

Die Grundform des  $P^*$ -Ansatzes aus den Jahren 1989 und 1991 geht auf die amerikanischen Ökonomen J. Hallman, R. Porter und D. Small zurück.<sup>50</sup> Aufbauend auf langfristigen quantitätstheoretischen Überlegungen wurde die Geldmenge in eine Indikatorvariable  $P^*$  transformiert, die empirisch fundiert als Prognoseinstrument der zukünftigen kurzfristigen Preisentwicklung dienen kann. Die Basis des Ansatzes bildet die Annahme, dass zusätzliches Geld langfristig zu einem höheren Preisniveau führt, sofern nicht ein zunehmendes Produktionspotenzial oder ein Rückgang der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes die Liquidität absorbieren.<sup>51</sup> Wird Gleichung (2) nach dem Preisniveau  $P$  umgestellt, erhalten wir die kurzfristige Quantitätsgleichung.<sup>52</sup>

---

<sup>47</sup> Vgl. EZB (2003a), S. 96.

<sup>48</sup> Vgl. EZB (2003b), S. 8.

<sup>49</sup> Vgl. EZB (2003a), S. 100.

<sup>50</sup> Vgl. Hallman et al. (1989) und Hallman et al (1991).

<sup>51</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 56f.

<sup>52</sup> Vgl. Hallman et al. (1989), S. 1 und Kirchner/Fuhrmann (2002), S. 487f.

$$(8) \quad P = \frac{M \cdot V}{Y}$$

In dieser hängt das aktuelle Preisniveau u. a. von den momentan gehaltenen Geldbeständen ab. Hallman et al. warfen die Frage auf, wie hoch das Preisniveau bei der gegenwärtig umlaufenden Geldmenge wäre, wenn sowohl die Umlaufgeschwindigkeit als auch der reale Output der Volkswirtschaft sich in ihrem langfristigen Gleichgewicht befänden. Gleichung (9) repräsentiert die langfristige Variante der Quantitätsgleichung:

$$(9) \quad P^* = \frac{M \cdot V^*}{Y^*}$$

Die Variable  $P^*$  kennzeichnet das langfristige Gleichgewichtspreisniveau. Bewegen sich  $Y$  und  $V$  in ihrem langfristigen Gleichgewicht ( $Y^*$ ,  $V^*$ ) – normal ausgelastete Produktionskapazitäten und eine Liquiditätshaltung, die dem langfristigen Durchschnitt entspricht – hängt  $P^*$  von der momentan zirkulierenden Geldmenge ab.<sup>53</sup> Die Geldmenge wurde in eine Indikatorvariable  $P^*$  transformiert. Die Deutsche Bundesbank führt dazu aus: „Die vorhandenen Geldbestände werden auf diese Weise in ein langfristiges Preisniveau übersetzt, das mit einem tatsächlichen verglichen werden kann.“<sup>54</sup> Durch Division der Gleichung (8) durch Gleichung (9) erhalten wir:

$$(10) \quad \frac{P}{P^*} = \frac{Y^* \cdot V}{Y \cdot V^*}$$

Das aktuelle Preisniveau weicht von seinem langfristigen gleichgewichtigen Wert ab, wenn sich der momentane reale Output und/oder die Umlaufgeschwindigkeit von ihrem Gleichgewicht entfernen. Infolge der Bildung der natürlichen Logarithmen wird die Preislücke in Gleichung (11) ersichtlich:

$$(11) \quad (p - p^*) = (y^* - y) + (v - v^*)$$

Die Preislücke ( $p - p^*$ ) resultiert aus Ungleichgewichten auf dem Geld- und Gütermarkt und setzt sich aus den Komponenten Output- und Liquiditätslücke zusammen.<sup>55</sup> Die Produktionslücke spiegelt den Auslastungsgrad des Produktionspotenzials wider. Befindet sich der Gütermarkt im Ungleichgewicht, z.B. infolge überausgelasteter Kapazitäten ( $y > y^*$ ), wirkt dies in der Zukunft potenziell Inflation forcierend. Andererseits besteht die Möglichkeit eines Liquiditätsüberhangs – die momentane Umlaufgeschwindigkeit liegt dann unter ihrem langfristigen gleichgewichtigen Wert ( $v < v^*$ ) bzw. die aktuelle Kassenhaltung übersteigt den Gleichgewichtswert ( $k > k^*$ ). Die übermäßige Geldhaltung der Wirtschaftssubjekte kann in einem An-

<sup>53</sup> Vgl. Issing (1992), S. 545.

<sup>54</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 581.

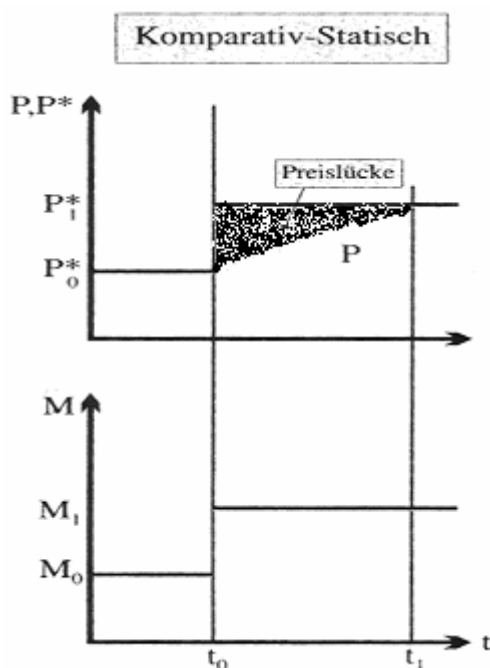
<sup>55</sup> Vgl. Kirchner/Fuhrmann (2002), S. 487.

steigen der Preise münden. Demnach erfasst die Preislücke Inflationspotenzial bereits realisierter Güternachfrage sowie potenzieller Nachfrage aus dem Liquiditätsüberhang.<sup>56</sup> Das Vorzeichen der Preislücke deutet auf eine Beschleunigung oder Verlangsamung der kurzfristigen Preisentwicklung hin. Liegt das gegenwärtige Preisniveau oberhalb seines langfristigen gleichgewichtigen Wertes ( $p > p^*$ ), folgt eine Phase gebremster Preisdynamik. Übertrifft hingegen das Gleichgewichtspreisniveau den aktuellen Wert, ist kurzfristig mit einem verstärkten Preisauftrieb zu rechnen. Durch diesen Prozess passt sich das aktuelle Preisniveau an seinen Gleichgewichtszustand an und die Preislücke wird geschlossen.

## 2.4.2 Die Preislücke in komparativ-statischer und dynamischer Sichtweise

Anhand einer komparativ-statischen Betrachtungsweise wird in Abbildung 3 der kurzfristige Anpassungsprozess infolge einer einmaligen exogenen Erhöhung der Geldmenge von  $M_0$  auf  $M_1$  in  $t_0$  dargestellt.<sup>57</sup>

Abbildung 3: Die Preislücke in komparativ-statischer Sichtweise



Quelle: Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 582.

Die Folge wäre eine unmittelbare Erhöhung des langfristigen Preisniveaus von  $P_0^*$  auf  $P_1^*$ , entsprechend Gleichung (9), unter der Annahme, dass der monetäre Schock keinen Einfluss auf die langfristigen Gleichgewichtswerte  $Y^*$  und  $V^*$  ausübt. Auf Grund der kurzfristigen

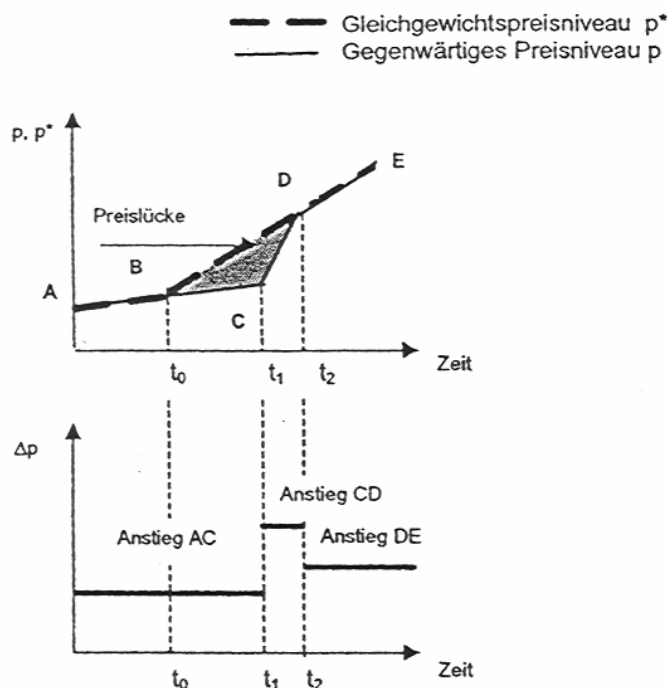
<sup>56</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 57.

<sup>57</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 583.

Preisstarre auf dem Gütermarkt erreicht das tatsächliche Preisniveau seinen Gleichgewichtswert erst mit gewisser zeitlicher Verzögerung in  $t_1$ . Eine negative Preislücke ( $p < p^*$ ) entsteht für den Zeitraum  $t_0$  bis  $t_1$ ; einhergehend mit einer positiven Inflationsrate. Vor dem Schock lag die Inflationsrate bei Null. Das Gleiche gilt für die Phase nach Abschluss des Anpassungsprozesses (nach Auflösung der Preislücke). So führen Bofinger et al. aus: „Bei der hier vorgenommenen komparativ-statischen Betrachtungsweise ist eine Aussage über die Inflationsrate nur für die Phase der kurzfristigen Anpassung möglich. Konkret bedeutet also das Vorliegen einer Preislücke, daß ein temporärer inflationärer Impuls in der Volkswirtschaft besteht.“<sup>58</sup>

In Abbildung 4 wird die Dynamik des kurzfristigen Anpassungsprozesses infolge eines einmaligen monetären Schocks skizziert.

Abbildung 4: Die Preislücke in dynamischer Sichtweise



Quelle: Kirchner/Fuhrmann (2002), S. 488 in Anlehnung an Humphrey (1989).

Bis zum Zeitpunkt des Schocks gilt die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen  $P$  und  $P^*$ . Wir befinden uns in einer Situation, in der die aktuelle Inflationsrate  $\Delta p$  mit der Gleichgewichtsinflationsrate  $\Delta p^*$  übereinstimmt. Erreicht  $P^*$  eine dauerhaft höhere Wachstumsrate infolge der Expansion der Geldmenge und die gegenwärtige Inflationsrate kann auf Grund

<sup>58</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 583.



vorhandener Markttrigiditäten nicht nachziehen, entsteht eine Preislücke. Bofinger et al. bezeichnen diese auch als „Inflationsratenlücke“<sup>59</sup>. Sie weist ein negatives Vorzeichen auf. Entsprechend Gleichung (11) deutet dies auf eine kurzfristig beschleunigende Inflationsdynamik hin. Im Zeitraum  $t_1$  bis  $t_2$  liegt die Wachstumsrate  $\Delta p$  oberhalb ihres langfristigen Niveaus  $\Delta p^*$ . Nur das kurzfristige „Überschießen“ bewirkt ein Schließen der Preislücke (Inflationsratenlücke).  $P$  und  $P^*$  kehren in ihr Wachstumsgleichgewicht zurück – jedoch auf einem dauerhaft höherem Niveau (höhere gleichgewichtige Inflationsrate).

Die Eigenschaft, dass die Preislücke nicht von dauerhafter Natur ist, beruht auf dem Prinzip der Kointegration zwischen dem aktuellen und dem Gleichgewichtspreisniveau. Eine ausführliche Darstellung der Kointegrationsmethodologie und der Bezug zum  $P^*$ -Ansatz erfolgt in den Kapitel 2.5 und 2.6.

### 2.4.3 Geldpolitische Implikationen des Preislückenmodells

An dieser Stelle soll kurz auf die geldpolitischen Implikationen des  $P^*$ -Ansatzes eingegangen werden. Zuvor muss darauf hingewiesen werden, dass die Preislücke nichts über das Niveau der Variablen aussagt. Eine Preislücke von Null ist prinzipiell mit jedem Inflationsniveau vereinbar und wäre nicht automatisch mit dem Ziel der Preisniveaustabilität vereinbar.<sup>60</sup> In Anlehnung an Issing/Tödter und Görgens/Ruckriegel/Seitz besteht die Möglichkeit, die Preislücke in die Strategie der Geldmengensteuerung zu integrieren.<sup>61</sup> Ausgangspunkt bildet die Potenzialformel (Gleichung 7) in abgewandelter Form:

$$(12) \quad p^{ZIEL} = m^{ZIEL} - y^{POT} + v^{TREND}$$

Das logarithmierte Preisniveauziel ( $p^{ZIEL}$ ) ergibt sich aus dem Geldmengenziel ( $m^{ZIEL}$ ) und den Gleichgewichtswerten des realen Outputs ( $y^{POT}$ ) und der Umlaufgeschwindigkeit des gewählten Geldaggregates ( $v^{TREND}$ ). Im nächsten Schritt erfolgt die Bildung der Preisziellücke ( $p - p^{ZIEL}$ ), indem Gleichung (12) von der langfristigen Quantitätsgleichung (Gleichung 9 in Logarithmen) subtrahiert wird:

$$(13) \quad (p - p^{ZIEL}) = (m - m^{ZIEL}) - (p^* - p)$$

Eine Zentralbank, die eine Geldmengenstrategie zur Erreichung des geldpolitischen Endziels ( $p = p^{ZIEL}$ ) verfolgt, muss neben der Abweichung vom Geldmengenziel ( $m \neq m^{ZIEL}$ ) auch die Preislücke in umgekehrter Definition in ihr Handeln einbeziehen. So wirkt eine aus der Ver-

<sup>59</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 583.

<sup>60</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 112.

<sup>61</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 114 und Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 57.

gangenheit übernommene positive „umgekehrte“ Preislücke ( $p^* > p$ ) auf die kurzfristige Preisentwicklung forcierend und kann entweder dadurch abgebaut werden, dass durch den Einsatz restriktiver geldpolitischer Maßnahmen das Geldmengenwachstum gebremst wird oder alternativ die Notenbank Inflationsraten oberhalb ihrer Zielvorgabe ( $p^{ZIEL}$ ) toleriert.<sup>62</sup> Lediglich eine Preislücke von Null führt zur alleinigen Relevanz der Geldmengenabweichung.

## 2.5 Ökonometrische Methodologie

### 2.5.1 Stationarität und Formen der Nichtstationarität

Die traditionellen ökonometrischen Verfahren unterstellen, dass die in Regressionsbeziehungen enthaltenen Variablen im Zeitablauf einem stationären Prozess gehorchen.<sup>63</sup> Der Begriff der Stationarität kann entsprechend der Anforderungen an den zugrunde liegenden Prozess in eine strenge und schwache Variante differenziert werden. Strenge Stationarität liegt genau dann vor, wenn die gemeinsame Verteilung der Zufallsvariablen eines diskreten stochastischen Prozesses invariant in der Zeit ist. Hingegen ist ein stochastischer Prozess schwach stationär, wenn Erwartungswert, Varianz und Autokovarianz der Zufallsvariablen für alle Zeitpunkte konstant sind.<sup>64</sup> Mittelwertstationarität tritt ein, wenn der Prozess im Zeitablauf um einen konstanten Wert schwankt, d.h. kein trendmäßiges Verhalten zu beobachten ist. Varianzstationarität beinhaltet, dass die Schwankungen über die Zeit einen ungefähren Korridor nicht verlassen. Kovarianzstationarität kennzeichnet die Eigenschaft, dass die Autokovarianz lediglich von der zeitlichen Differenz und nicht von der Zeit selbst abhängt. Temporäre Schocks der Vergangenheit haben keine permanente Bedeutung für den Prozess. Bei normalverteilten Prozessen entspricht bereits die schwache der strengen Stationarität. Eine stationäre Zeitreihe repräsentiert eine Realisation eines stationären stochastischen Prozesses. Jedoch zeichnen sich ökonomische Zeitreihen i. d. R. nicht durch die Eigenschaft der Stationarität aus. Dabei gilt es folgende Formen der Nichtstationarität zu unterscheiden:<sup>65</sup>

1. Trend(nicht)stationäre Variablen weisen im Zeitablauf einen deterministischen Trend auf. Die kontinuierlichen Zu- oder Abnahme der Zeitreihenwerte ruft eine Veränderung des Mittelwertes hervor, sodass die erste Bedingung der schwachen Stationarität, die Mittelwertstationarität, verletzt ist. Trend(nicht)stationäre Prozesse können wie in Gleichung (14) formuliert einen linearen Trendverlauf aufweisen:

$$(14) \quad y_t = b_0 + b_1 t + u_t$$

---

<sup>62</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 114.

<sup>63</sup> Vgl. Borutta (1994), S. 10.

<sup>64</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 224.

<sup>65</sup> Vgl. ebenda, S. 226ff.

mit der erklärende Variable  $t$  (Zeitindex) und dem Störterm  $u_t$ . Trend(nicht)stationarität unterstellt, dass die Abweichungen vom deterministischen Trend nur kurzfristig und zufällig auftreten und im Zeitablauf korrigiert werden.

2. Differenzstationäre (integrierte) Zeitreihen beinhalten einen stochastischen Trend, d.h. eine nichtstationäre Varianzkomponente als Summe der Zufallsseinflüsse der Vergangenheit – mit der Folge, dass die Varianz im Zeitablauf theoretisch gegen unendlich strebt. Ein Vertreter ist der Random-Walk, der formal einem AR(1)-Prozess ähnelt:<sup>66</sup>

$$(15) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

Im Verlauf zeichnet sich der Random-Walk durch stochastische Schwankungen um seinen Erwartungswert, gleichzeitig der Startwert, aus – jedoch ohne Tendenz zur Rückkehr zu diesem. Auf Grund seines zeitkonstanten Erwartungswertes erfüllt er die Mittelwertstationarität. Hingegen kommt es zur Verletzung der Varianzstationarität, da seine Varianz proportional mit der Zeit wächst.

Auf Grund der Nichterfüllung der Voraussetzungen der schwachen Stationarität durch trend(nicht)- und differenzstationäre (integrierte) Zeitreihen ist das Instrument der Regressionsanalyse nicht mehr verlässlich anwendbar.<sup>67</sup> Zum einen erreicht das Bestimmtheitsmaß leicht einen hohen Wert, sobald nichtstationäre Variablen in die Regression aufgenommen werden; zum anderen sind die geschätzten t-Werte nicht länger valide.<sup>68</sup> Der Begriff Spurious Regression (Scheinregression) beschreibt die Gefahr, infolge signifikanter geschätzter Koeffizienten und eines hohen Bestimmtheitsmaßes auf einen signifikanten Zusammenhang zwischen trendbehafteten Zeitreihen zu schließen, ohne dass dieser kausal gerechtfertigt ist.<sup>69</sup> Da die OLS-Schätzmethode bei Nichtstationarität nur eingeschränkt anwendbar ist, besteht die Notwendigkeit nichtstationäre Variablen in stationäre umzuwandeln.<sup>70</sup> Die Stationarisierung durch Differenzenbildung repräsentiert eine Methode. Es gilt: Wenn die d-malige Anwendung der ersten Differenzen auf einen nichtstationären Prozess eine stationäre Zeitreihe erzeugt, ist der Prozess integriert der Ordnung  $d$  bzw.  $I(d)$ .<sup>71</sup> Der Random-Walk als einfaches Beispiel eines integrierten stochastischen Prozesses kann durch Bildung der ersten Differenzen in einen stationären Prozess überführt werden:

$$(16) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t$$

---

<sup>66</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 227.

<sup>67</sup> Vgl. ebenda, S. 225.

<sup>68</sup> Vgl. ebenda, S. 226.

<sup>69</sup> Vgl. Wolters (1995), S. 147.

<sup>70</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 231.

<sup>71</sup> Vgl. ebenda.

Demzufolge ist er integriert erster Ordnung (I(1)). Hingegen ist die Umwandlung eines trend(nicht)stationären Prozesses in einen stationären durch Differenzenbildung mit folgender Schwierigkeit verbunden:

$$(17) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = u_t - u_{t-1}$$

Der deterministische Trend kann eliminiert werden, jedoch entsteht dabei ein nicht invertierbarer Moving-Average-Prozess der Ordnung Eins (MA(1)).<sup>72</sup> Die Varianz des Störprozesses hat sich verdoppelt – damit geht, mit steigendem Prognosehorizont, eine ungenauere Punktschätzung einher. Folglich stellt die Stationarisierung durch Differenzenbildung für trend(nicht)stationäre Zeitreihen kein geeignetes Verfahren dar.

Die Entscheidung über die Stationarität einer Zeitreihe bei i. d. R. Unbekanntheit des zugrunde liegenden Prozesses kann an Hand folgender Vorgehensweise erfolgen:

- Graphische Darstellung und visuelles Prüfen auf Trend, Streuungsab- und -zunahme und Abwesenheit streng periodischer Schwankungen
- Autokorrelation sollte möglichst konstant sein
- Test auf deterministischen Trend, z.B. t-Test des Trendparameters
- Test auf stochastischen Trend, z.B. Unit-Root-Test (Einheitswurzeltest)

Einheitswurzeltests bieten Hilfe bei der Einschätzung des Integrationsgrades nichtstationärer Variablen. Ein Vertreter dieser Testfamilie ist der von Dickey und Fuller 1979 entwickelte Dickey-Fuller-Test (DF-Test).<sup>73</sup> Bei diesem wird die Nullhypothese der Nichtstationarität gegen die Alternativhypothese der Stationarität getestet. Zeichnet sich der zugrunde liegende Prozess hingegen durch autokorrelierte Residuen aus, so ist die Anwendung des Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) zu empfehlen. Weitere Ausführungen zum DF- und ADF-Test sind in Anhang A dargelegt.

## 2.5.2 Kointegration

Die Differenzenbildung hat sich in der Ökonometrie und der univariaten Zeitreihenanalyse als recht erfolgreiches Stationarisierungsinstrument erwiesen.<sup>74</sup> Diese Vorgehensweise erlaubt die Anwendung der OLS-Schätzmethode auf ursprünglich nichtstationäre Variablen und Zeitreihen. Damit einher geht die Verzerrung bis zum vollständigen Verlust der in den Ausgangsdaten enthaltenen Niveauezusammenhänge. Einen Ausweg bieten die Arbeiten von Granger

---

<sup>72</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 227.

<sup>73</sup> Vgl. ebenda, S. 231f.

<sup>74</sup> Vgl. Lütkepohl (1991), S. 107.

(1981) und Engle und Granger (1987) zur Kointegration ökonomischer Variablen.<sup>75</sup> Ausgangspunkt der Kointegrationsanalyse bildet die Gleichgewichtsanalyse der ökonomischen Theorie. Aufbauend auf ökonomischen Zusammenhängen erlaubt das Konzept der Kointegration die Untersuchung mehrerer nichtstationärer Variablen.<sup>76</sup> Voraussetzung ist eine stabile langfristige Relation zwischen den beteiligten Variablen, die jedoch nicht zu allen Zeitpunkten erfüllt ist. Sofern die temporären Abweichungen stationär sind, besteht eine Tendenz zur Rückbildung und zur Etablierung der Langfristbeziehung. Ist ein derartiges Verhalten zu beobachten, kann Kointegration unterstellt werden.<sup>77</sup>

In Anlehnung der Definition von Engle und Granger werden kointegrierende Prozesse wie folgt definiert:

„Zwei Variablen  $x_t$  und  $y_t$  heißen kointegriert von der Ordnung  $d$  und  $b$ ,  $d \geq b \geq 1$ , kurz  $y_t, x_t \sim CI(d, b)$ , wenn

- beide Größen integriert mit dem gleichen Integrationsgrad  $d$  sind und
- eine Linearkombination dieser Variablen existiert,  $u_t = \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$ , die integriert der Ordnung  $d - b$  ist, wobei in diesem Fall der Vektor  $[\alpha_1, \alpha_2]$  als Vektor der Kointegration oder als kointegrierender Vektor bezeichnet wird.<sup>78</sup>

Vereinfacht ausgedrückt gelten zwei Variablen als kointegriert, wenn beide Variablen im Ursprung nichtstationär sind, einen identischen Integrationsgrad  $d$  aufweisen und eine Linearkombination dieser beiden einen geringeren Integrationsgrad  $(d-b)$  innehat. Von besonderem Interesse ist der Fall  $d=b$ , da die Linearkombination einen stationären Restprozess erzeugt, der auf eine stabile Beziehung der Niveaugrößen schließen lässt.<sup>79</sup> Diese Restgröße beinhaltet die temporären Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht.

Als Nächstes wird die Frage geklärt, wie eine mögliche Kointegrationsbeziehung getestet werden kann. Dabei gilt prinzipiell zu unterscheiden, ob der kointegrierende Vektor bekannt oder, wie in der Praxis üblich, unbekannt ist. Im ersten Fall besteht die Möglichkeit, die Linearkombination zwischen den integrierten Variablen zu berechnen und mit dem Einheitswurzeltest auf Stationarität zu untersuchen.<sup>80</sup> Eine Ablehnung der Nullhypothese (Nichtstationarität) bedeutet das Vorliegen einer stationären Linearkombination, gleichbedeutend dem Nachweis der Kointegration. Bei unbekanntem kointegrierendem Vektor steht dem Anwender u. a.

---

<sup>75</sup> Vgl. Lütkepohl (1991), S. 107.

<sup>76</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 239.

<sup>77</sup> Vgl. Lütkepohl (1991), S. 107.

<sup>78</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 239.

<sup>79</sup> Vgl. ebenda.

<sup>80</sup> Vgl. ebenda, S. 243.

die Engle-Granger-Methode zum Test auf Kointegration zur Verfügung. Diese ist jedoch beschränkt auf Eingleichungsmodelle und die Existenz lediglich einer Kointegrationsbeziehung (bivariater Fall).<sup>81</sup> Im Zuge des Engle-Granger-Tests auf Kointegration sind folgende Schritte zu durchlaufen:<sup>82</sup>

1. Bestimmung des Integrationsgrades jeder Variablen mittels des Einheitswurzeltests.
2. Weisen beide Variablen einen identischen Integrationsgrad auf, erfolgt im nächsten Schritt die Schätzung der Kointegrationsparameter der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung (Kointegrationsbeziehung). Gleichung (18) bildet eine statische Regressionsschätzung mit zwei Variablen ab:

$$(18) \quad y_t = a + bx_t + u_t$$

Bei Vorliegen von Kointegration ist zu beachten, dass die Parameter der OLS-Schätzung trotz der Nichtstationarität der Variablen konsistent sind. Infolge der Kointegration erfolgt ihre Schätzung gar „super-konsistent“, d.h. sie konvergieren mit einer Rate von  $n^{-1}$  weitaus schneller gegen die wahren Parameter als bei OLS-Schätzungen stationärer Variablen ( $n^{-1/2}$ ). Allerdings ist der Standardfehler der Kointegrationsparameter nicht mehr asymptotisch normalverteilt, sodass insbesondere in kleinen Stichproben starke Verzerrungen auftreten können.<sup>83</sup>

3. Im Anschluss an die Schätzung des langfristigen Zusammenhangs sind die Residuen der statischen Regression auf Stationarität zu untersuchen. Für Kointegrationsparameter ergibt sich ein stationärer Restprozess, der sich durch eine endliche Varianz auszeichnet.<sup>84</sup> Die geschätzten Residuen lassen sich wie folgt darstellen:

$$(19) \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{a} - \hat{b}x_t$$

Die beteiligten Variablen ( $x_t, y_t$ ) sind dann kointegriert, wenn  $\hat{u}_t$  stationär ist. Erneut kann der Einheitswurzeltest, z.B. der DF-Test oder bei autokorrelierten Residuen der ADF-Test, zum Nachweis der Stationarität der OLS-Residuen herangezogen werden. Aus der Verwerfung der Nullhypothese (Nichtstationarität) kann auf die Existenz einer Kointegrationsbeziehung geschlossen werden.

$$(20) \quad \Delta \hat{u}_t = \varphi \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t$$

---

<sup>81</sup> Vgl. Wolters (1995), S. 151f.

<sup>82</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 244.

<sup>83</sup> Vgl. Wolters (1995), S. 152.

<sup>84</sup> Vgl. ebenda.

Der ADF-Test wird dem DF-Test vorgezogen. Dies folgt dem Gedanken, dass infolge der in Gleichung (18) durchgeführten statischen OLS-Schätzung und der damit verbundenen Verlagerung des Anpassungsprozesses an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung auf die geschätzten Residuen,  $\hat{u}_t$ , hochgradig autokorreliert ist und dementsprechend  $\varepsilon_t$  nur die White-Noise-Eigenschaften erfüllen kann, sofern verzögerte Werte von  $\Delta\hat{u}_t$  in die Gleichung (20) aufgenommen werden.<sup>85</sup> Die Entscheidung bezüglich der Festlegung der maximalen Laglänge der verzögerten ersten Differenzen kann auf Grundlage spezieller Effizienzkennzahlen wie der des Akaike- oder des Schwarz-Bayesian-Effizienzkriteriums erfolgen. Die dargelegte Vorgehensweise von Engle und Granger zum Test auf Kointegration wird durch die Ausführungen zum Fehlerkorrekturmodell im folgenden Kapitel erweitert.

### 2.5.3 Das Fehlerkorrekturmodell

Sind zwei Variablen  $x_t$  und  $y_t$  kointegriert, lässt sich der dynamische Anpassungsprozess an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung ( $y_t = a + bx_t$ ) stets im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells (ECM) beschreiben.<sup>86</sup> Diese Aussage basiert auf dem Granger-Repräsentationstheorem, das auch in umgekehrter Richtung gilt:<sup>87</sup> Besteht für zwei Variablen eine Fehlerkorrekturdarstellung, dann sind diese auch kointegriert. Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, z.B. hervorgerufen durch temporäre Schocks, unterliegen in den Folgeperioden einer systemimmanenten Rückbildung, die die statische long-run Beziehung wieder etabliert. Bevor auf die Darstellung zweier Variablen mit einer eindeutigen Kausalbeziehung eingegangen wird, sei darauf verwiesen, dass bei Abwesenheit einer eindeutigen Wirkungsrichtung eine Kointegrationsbeziehung nachgewiesen werden kann, wenn bereits einer der beiden Fehlerkorrekturparameter signifikant ungleich Null ist.<sup>88</sup> Für zwei Variablen mit der dazugehörigen langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ( $y_t = a + bx_t$ ) weist ein daraus abgeleitetes Fehlerkorrekturmodell folgende allgemeine Struktur auf:<sup>89</sup>

(21)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta x_{t-q} + \gamma(y_{t-1} - \hat{b}x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Die zugrunde liegenden Variablen weisen jeweils einen Integrationsgrad von Eins auf, mit der Folge, dass ihre differenzierten Größen und die Residuen der statischen Gleichung stationär sind. Ferner zeichnet sich der Störterm  $\varepsilon_t$  durch die White-Noise-Eigenschaften aus und die

<sup>85</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001); S. 245.

<sup>86</sup> Vgl. ebenda, S. 241.

<sup>87</sup> Vgl. Engle/Granger (1987), S. 255f.

<sup>88</sup> Vgl. Hassler (2000), S. 34.

<sup>89</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 241.

Konstante  $a$  ist nicht auf die Kointegrationsbeziehung beschränkt (geht in  $\mu$  ein).<sup>90</sup> Das Fehlerkorrekturmodell fasst sowohl den kurzfristigen als auch den langfristigen Einfluss der Variablen  $x_t$  auf die Variable  $y_t$  zusammen. Ihre kurzfristige Beziehung wird durch die Berücksichtigung der ersten Differenzen der Variablen  $x_t$  und  $y_t$  sowie deren verzögerter endogener wie auch exogener Differenzen abgebildet. Die Variable  $\Delta y_t$  hängt in dieser Form nur noch von stationären Größen  $I(0)$  ab. Der Fehlerkorrekturterm beinhaltet die in der Vorperiode aufgetretenen Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht: Ein Ungleichgewicht in der Vorperiode löst einen Anpassungsprozess aus, der das System wieder in den Gleichgewichtszustand versetzt.<sup>91</sup> Voraussetzung dafür ist ein signifikanter Koeffizient  $\gamma$  mit negativem Vorzeichen. Der Parameter des Fehlerkorrekturgliedes korrigiert die Abweichung von Periode zu Periode um seinen geschätzten Wert. Der Kehrwert gibt die Dauer bis zur vollständigen Anpassung an. Nach  $1/\gamma$  Perioden ist die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht im Durchschnitt beseitigt. Die nicht notwendigerweise im allgemeinen ECM enthaltenen verzögerten endogenen und exogenen Differenzen repräsentieren die kurzfristige, nur transitorische Dynamik des Systems. Im langfristigen Gleichgewicht sind alle Anpassungen der beteiligten Variablen vollständig abgeschlossen (es gilt:  $\Delta y_t = \Delta x_t = 0$  für alle  $t$ ), sodass sich die Gleichgewichtslösung  $y_t = a + bx_t$  einstellt.<sup>92</sup>

Die Parameter des Fehlerkorrekturmodells können mit dem Zweistufigen Verfahren von Engle und Granger geschätzt werden: Im ersten Schritt, wie in Kapitel 2.5.2 dargelegt, erfolgt die OLS-Schätzung der kointegrierenden Gleichung und die Überprüfung der Regressionsresiduen auf Stationarität. Anschließend werden die geschätzten Residuen der statischen Regression der Gleichung (18) um eine Periode verzögert als Fehlerkorrekturterm in Gleichung (21) eingesetzt. Das ECM enthält bei Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung zwischen  $x_t$  und  $y_t$  nur noch stationäre Variablen, sodass das Instrument der Regressionsanalyse anwendbar ist und mit der Methode der kleinsten Quadrate die Parameter des Fehlerkorrekturmodells konsistent und asymptotisch normalverteilt geschätzt werden. Die kurzfristige Dynamik wird wie folgt beschrieben:<sup>93</sup>

$$(22) \quad \Delta y_t = \mu + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta x_{t-q} + \gamma \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Der Schätzung des ECM folgt eine umfangreiche Test-Statistik. Zuerst muss die Signifikanz des Koeffizienten des Fehlerkorrekturgliedes mit dem t-Test einseitig getestet werden. Um Abweichungen der Vergangenheit korrigieren zu können, muss  $\gamma$  negative sein. Dem schließt

<sup>90</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 241.

<sup>91</sup> Vgl. Wolters/Nautz (1995), S. 490.

<sup>92</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 242.

<sup>93</sup> Vgl. ebenda., S. 245.



sich der Test auf Signifikanz der verzögerten endogenen und exogenen Variablen an. Zur Überprüfung der White-Noise-Eigenschaften des geschätzten Störterms  $\hat{\varepsilon}_t$  können u. a. die Durbin-Watson-Statistik (Test auf Autokorrelation erster Ordnung), der Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation höherer Ordnung, der Goldfeld-Quandt-Test auf Heteroskedastizität und der Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung herangezogen werden.

Einschränkend ist anzuführen, dass das Zweistufige Verfahren von Engle und Granger zur Schätzung des ECM nicht immer ohne weiteres anwendbar ist.<sup>94</sup> Unter anderem muss angesichts erheblicher Verzerrungen die „super-Konsistenz“ bei kleinen Stichproben nicht von Vorteil sein. Jedoch kann der Nachweis eines hohen Bestimmtheitsmaßes die auftretenden Verzerrungen als vernachlässigbar erscheinen lassen.<sup>95</sup> Ein weiterer Kritikpunkt besteht in der impliziten Restriktion der kurzfristigen Dynamik im Rahmen des Fehlerkorrekturmodells der Gleichung (21), hervorgerufen durch die statische Regression der Langfristbeziehung. Die Folge ist ein Rückgang der Güte des Kointegrationstests.<sup>96</sup> Auf Grund der Kritik entwickelte Stock ein alternatives Verfahren, das eine einstufige OLS-Schätzung des Fehlerkorrekturmodells vorsieht. Im Gegensatz zu Engle und Granger zeichnet sich die Vorgehensweise von Stock durch eine stärkere Robustheit gegenüber Verzerrungen aus. Der langfristige Zusammenhang und die kurzfristige Dynamik werden in einer Gleichung (23) erfasst.<sup>97</sup>

(23)

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta x_{t-q} + \gamma y_{t-1} - \gamma b x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Zu beachten ist, dass  $\hat{\varepsilon}_t$  auf Stationarität untersucht werden muss. Das Ergebnis der Kointegrationsanalyse kann von der Reihenfolge der Variablen abhängen. Die Regression von  $y_t$  auf  $x_t$  kann gegebenenfalls zu einem deutlich anderen Resultat führen als die Regression von  $x_t$  auf  $y_t$ . Das Verfahren von Engle und Granger setzt die vorherige Festlegung einer eindeutigen Kausalstruktur des Fehlerkorrekturmodells voraus. Weiterhin ist einzuwenden, dass die Engle-Granger-Methode nur im bivariaten Fall, d.h. bei zwei kointegrierenden Variablen, eindeutig ist. Die Kointegrationsanalyse ist jedoch auf das Vorliegen einer, zugleich eindeutigen Kointegrationsbeziehung nicht beschränkt. Es besteht die Möglichkeit, Systeme mit mehr als zwei Variablen auf Kointegration zu untersuchen – mit der Konsequenz, dass mehrere linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen nachweisbar sind. Ein multivariates Schätz- und Testverfahren wurde 1988 und 1991 von Johansen entwickelt.<sup>98</sup> Sein Maximum-

<sup>94</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 246.

<sup>95</sup> Vgl. ebenda.

<sup>96</sup> Vgl. ebenda.

<sup>97</sup> Vgl. ebenda, S. 246f.

<sup>98</sup> Vgl. Lütkepohl (1991), S.107.

Likelihood-Verfahren basiert auf der Auswertung der Eigenwerte der Koeffizientenmatrix und ermöglicht zugleich die Bestimmung des Kointegrationsranges. Der Johansen-Ansatz wird nicht weiter vertieft, da die langfristige Gleichgewichtsbeziehung des  $P^*$ -Ansatzes lediglich aus zwei Variablen mit einer eindeutigen Kausalität besteht und demzufolge die bivariate Kointegrationsanalyse nach Engle und Granger angemessen erscheint.

## 2.6 Zusammenführung der ökonomischen Theorie des P-Stern-Ansatzes mit der ökonometrischen Methodik

Nachdem in den vorangegangenen Abschnitten das Preislückenmodell, die Kointegrationsmethodologie und das Fehlerkorrekturmodell vorgestellt worden sind, erfolgt im nächsten Schritt die Zusammenführung der ökonomischen Theorie mit der ökonometrischen Methodik. Auf folgende zwei Aspekte wird näher eingegangen: zum einen auf die Formulierung des  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodells und zum anderen auf die beiden Herleitungswege der Preislücke.

### 2.6.1 Die Preislücke und das Fehlerkorrekturmodell

Die Kointegrationsanalyse ermöglicht die Aufdeckung von Zusammenhängen zwischen nichtstationären Variablen unter Berücksichtigung sowohl langfristiger Niveauezusammenhänge als auch ihrer kurzfristigen Dynamik<sup>99</sup>; im Falle des  $P^*$ -Ansatzes die Beziehung zwischen der aus der Geldmenge abgeleiteten Indikatorvariable  $P^*$  und der Preisentwicklung. Beide Größen zeichnen sich durch ein langfristiges Trendwachstum, einen identischen Integrationsgrad aus und ihre Linearkombination – die Preislücke – folgt einem stationären Prozess. Entsprechend kann ein kointegrierender Zusammenhang unterstellt werden. Diese Eigenschaft begründet, kurz- wie langfristig, eine tendenziell gleichläufige Entwicklung. Äquivalent zur Gleichung (18) wird die langfristige Gleichgewichtsbeziehung wie folgt formuliert:

$$(24) \quad p_t = b p_t^* + u_t$$

Der Störterm  $u_t$  beinhaltet die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht ( $p_t = b p_t^*$ ) – mit  $b=1$  als theoretischem Wert. Im  $P^*$ -Modell ist diese Größe auch als Preislücke definiert. Bevor die geschätzten Residuen der statischen Regression als Fehlerkorrekturterm in das  $P^*$ -ECM aufgenommen werden, muss der Nachweis der Stationarität erbracht werden. In Anlehnung an Gleichung (21) wird der  $P^*$ -Ansatz in Form eines Fehlerkorrekturmodells aufgestellt:

---

<sup>99</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 209.

$$(25) \quad \Delta p_t = \alpha \Delta p_t^* + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta p_{t-i} + \gamma (p_{t-1} - \hat{b} p_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

Alternativ wird üblicherweise die Preislücke als Fehlerkorrekturterm integriert:<sup>100</sup>

$$(26) \quad \Delta p_t = \alpha \Delta p_t^* + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta p_{t-i} + \gamma (p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

mit der Inflationsrate  $\Delta p_t$ , der Wachstumsrate des Gleichgewichtspreisniveaus  $\Delta p_t^*$ , der um eine Periode verzögerten Preislücke mit den natürlichen Logarithmen der Variablen  $P$  und  $P^*$  als Fehlerkorrekturglied und einem Störterm  $\varepsilon_t$  mit den üblichen White-Noise-Eigenschaften. Sofern der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms  $\gamma$  ein negatives Vorzeichen aufweist, sind temporäre Schocks, die stationäre Abweichungen (Preislücke) hervorrufen, nur von zeitlich befristeter Dauer. Der Fehlerkorrekturmechanismus bewirkt die tendenzielle Rückkehr zur langfristigen Gleichgewichtsbeziehung ( $p_t = p_t^*$ ). Die Eigendynamik des Inflationsprozesses findet durch die verzögerten Inflationsraten Ausdruck. An dieser Stelle ist darauf hinzuweisen, dass die Aufnahme der ersten Differenzen des logarithmierten Gleichgewichtspreisniveaus nicht zwingend Bestandteil des  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodells sein muss. Zum Beispiel verzichten Hallman et al. auf ihre Hereinnahme.<sup>101</sup>

Bezug nehmend auf Gleichung (11) besteht die Möglichkeit, das Fehlerkorrekturglied der Gleichung (26) in eine Output- ( $y^* - y$ ) und eine Umlaufgeschwindigkeitslücke ( $v - v^*$ ) zu zerlegen:<sup>102</sup>

$$(27) \quad \Delta p_t = \alpha \Delta p_t^* + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta p_{t-i} + \gamma (v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \gamma (y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Der relative Einfluss der beiden Korrekturglieder auf die Inflationsentwicklung kann ermittelt werden.

Entsprechend dem Zweistufigen Verfahren von Engle und Granger muss im ersten Schritt die long-run Gleichgewichtsbeziehung aus der Formel (24) geschätzt und die Regressionsresiduen als Fehlerkorrekturglied in das  $P^*$ -ECM eingesetzt werden. Da das Gleichgewichtspreisniveau eine nicht direkt beobachtbare Größe ist und aus der langfristigen Quantitätsgleichung erst abgeleitet werden muss, wird auf die Schätzung der Langfristbeziehung (erster Schritt) verzichtet und die Preislücken werden, nach Nachweis der Stationarität, direkt in das  $P^*$ -

<sup>100</sup> Vgl. Issing (1992), S. 546.

<sup>101</sup> Vgl. Hallman et al. (1991), S. 847.

<sup>102</sup> Vgl. Hallman et al. (1991), S. 848 und Kirchner/Fuhrmann (2002), S. 488.

Fehlerkorrekturglied der Gleichung (26) eingefügt. Aus der Literatur sind zwei Bestimmungswege der Preislücke hervorzuheben:<sup>103</sup>

1. Die Berechnung der Preislücke gemäß Gleichung (11) aus der Kalkulation gleichgewichtiger Werte der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes und des realen Outputs.
2. Die Schätzung einer langfristigen realen Geldnachfragefunktion, deren Regressionsresiduen die Preislücke mit umgekehrtem Vorzeichen abbilden.

### 2.6.2 Bestimmungswege der Preislücke

Eine Möglichkeit zur Ermittlung des Gleichgewichtspreisniveaus und damit der Preislücke besteht in der Ableitung gleichgewichtiger Werte für den realen Output ( $y^*$ ) und die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes ( $v^*$ ). Dieses Vorgehen wählten u. a. die Begründer des  $P^*$ -Ansatzes Hallman et al., die für  $v^*$  einen trend(nicht)stationären Prozess mit dem Anstieg Null zugrunde legten. Somit entspricht der Gleichgewichtswert  $v^*$  dem einfachen arithmetischen Mittel der Zeitreihenwerte von  $v$ . Neben der Durchschnittsbildung kann eine Reihe weiterer Methoden zur Modellierung gleichgewichtiger Werte herangezogen werden:

- Bildung gleitender Mittelwerte,
- Regressionsanalyse zur Bestimmung eines deterministischen Trendmodells,
- Verwendung spezieller Filter, z.B. der Hodrick-Prescott-Filter<sup>104</sup> (HP-Filter).

Die Wahl einer bestimmten Methode setzt Kenntnisse bezüglich der statistischen Merkmale der zugrunde liegenden Zeitreihe voraus.<sup>105</sup> Grundsätzlich lassen sie sich, wie in Kapitel 2.5.1 dargelegt, nach dem unterstellten Trendtyp in trend(nicht)- und differenzstationäre (integrierte) Zeitreihen unterscheiden.<sup>106</sup> Die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes wird von den herrschenden Zahlungsgewohnheiten determiniert. Diese verändern sich nur langsam. Demzufolge erscheint die Wahl eines trend(nicht)stationären Prozesses sinnvoll.<sup>107</sup> Diese Vorgehensweise kann auf den realen Output (saisonbereinigte Daten) nicht angewandt werden, da er stärkeren, insbesondere zyklischen, Schwankungen unterliegt. Sollte der den Variablen realer Output und Umlaufgeschwindigkeit zugrunde liegende Prozess differenzstationär sein, wür-

<sup>103</sup> Vgl. Scheide/Trabandt (2000), S. 6f.

<sup>104</sup> Beim HP-Filter handelt es sich um einen zweiseitigen linearen Filter, der einerseits einen möglichst glatten Verlauf der Trendwerte erreichen soll, aber andererseits die Abweichungen von den tatsächlichen Werten möglichst gering halten soll. Durch die Wahl des Gewichtungsparameters  $\lambda$  wird die relative Gewichtung der beiden konkurrierenden Kriterien Glattheit und Anpassung vorgegeben. Je höher  $\lambda$ , desto stärker werden die Trendwerte geglättet. Für Quartalsdaten ermittelten Hodrick und Prescott experimentell einen Wert für  $\lambda$  von 1600 als optimales Ergebnis (Vgl. Hodrick/Prescott (1997)).

<sup>105</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 29.

<sup>106</sup> Vgl. Kirchner/Fuhrmann (2002), S. 488.

<sup>107</sup> Vgl. Gottschalk/Bröck (2000), S. 78.

den sich die aktuellen Werte von  $y$  und  $v$  nicht zwangsläufig an ihre gleichgewichtigen annähern, sondern könnten dauerhaft davon abweichen.<sup>108</sup> Die Ableitung gleichgewichtiger Werte integrierter Prozesse setzt voraus, dass die auftretenden stochastischen Trends berücksichtigt werden. Ein spezieller linearer Filter, der dieser Anforderung gerecht wird, ist der Hodrick-Prescott-Filter.<sup>109</sup> Dieser kann auf integrierte Zeitreihen bis zum Grade zwei angewandt werden. Der HP-Filter findet insbesondere bei der Modellierung des gleichgewichtigen realen Outputs Anwendung.<sup>110</sup> Mit der Schätzung einer Produktionsfunktion vom Typ CES und der Projektion des Wachstums der Produktionsfaktoren (insbesondere des Kapitalbestands) verfolgt die Deutsche Bundesbank einen alternativen Weg bei der Ermittlung von  $y^*$ . An dieser Stelle bleibt festzuhalten, dass die gewählte Methode den in den Variablen  $y$  und  $v$  enthaltenen Trendtypen gerecht werden muss.

Die Herleitung der Preislücke auf der Grundlage einer langfristigen realen Geldnachfragefunktion repräsentiert einen alternativen Weg. Hierbei kommt der realen Geldnachfrage als Indikator für die Kaufkraft des vorhandenen Geldvolumens entscheidende Bedeutung zu. An Hand der Ausführungen von Tödter und Reimers (1994) wird gezeigt, wie das Verhalten der gleichgewichtigen Umlaufgeschwindigkeit über die Geldnachfragefunktion in das Preislückenmodell integriert werden kann.<sup>111</sup> Gleichung (28) stellt eine einkommensabhängige reale Geldnachfragefunktion in logarithmierter Form dar:

$$(28) \quad m - p = a + b y + \varepsilon$$

Der Term  $(m - p)$  bezeichnet die nachgefragte Realkasse,  $y$  den realen Output und  $\varepsilon$  eine Störvariable, in der sich sämtliche Abweichungen von der langfristigen Geldnachfrage niederschlagen.<sup>112</sup> Auf die Einbeziehung einer Opportunitätskostenvariable der Geldhaltung wurde verzichtet. So führen Gottschalk und Bröck an, dass die Zinsdifferenz stationär um einen konstanten Wert schwankt und daher keinen langfristigen Einfluss auf die Umlaufgeschwindigkeit ausübt.<sup>113</sup> Wird Gleichung (28) in die Quantitätsgleichung in logarithmierter Form eingesetzt und nach  $v$  umgestellt, erhalten wir die aktuelle Umlaufgeschwindigkeit:

$$(29) \quad v = -a + (1 - b)y - \varepsilon$$

Zur Bestimmung der langfristigen gleichgewichtigen Werte von  $v$  muss der aktuelle reale Output durch seine Gleichgewichtswerte  $y^*$  ersetzt werden. Äquivalent zum vorherigen Abschnitt kann u. a. der HP-Filter herangezogen werden:

---

<sup>108</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 30.

<sup>109</sup> Vgl. ebenda.

<sup>110</sup> Vgl. Gottschalk/Bröck (2000), S. 75.

<sup>111</sup> Vgl. Tödter/Reimers (1994), S. .

<sup>112</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 106.

<sup>113</sup> Vgl. Gottschalk/Bröck (2000), S. 76.

$$(30) \quad v^* = -a + (1-b)y^*$$

Der Störterm  $\varepsilon$  entfällt, da er die Abweichungen von  $y$  zu  $y^*$  beinhaltet. Die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes bewegt sich langfristig in einem fallenden Trend, wenn die Einkommenselastizität der Geldnachfrage ( $b$ ) einen Wert größer Eins aufweist. Mit steigendem Realeinkommen sinkt  $v$ . Begründet wird dies mit der „Luxusguthypothese“ des Geldes.<sup>114</sup> Geldhaltung wird als eine Form des „Luxus“ gewertet und Geld wie ein dauerhaftes Konsumgut nachgefragt. Die Folge ist, dass die reale Kassenhaltung proportional stärker steigt als das Realeinkommen. Im nächsten Schritt wird Gleichung (30) in die langfristige Quantitätsgleichung in logarithmierter Form eingesetzt und nach dem Gleichgewichtspreisniveau  $p^*$  aufgelöst:

$$(31) \quad p^* = m - a - b y^*$$

Wird das aktuelle Preisniveau  $p$  auf beiden Seiten subtrahiert und nach der Realkasse umgestellt, erhalten wir:

$$(32) \quad m - p = a + b y^* + u \quad \text{mit } u = p^* - p$$

Der Störterm bildet die Preislücke mit umgekehrtem Vorzeichen ab. Die Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion repräsentieren die „negative“ Preislücke.<sup>115</sup> Auftretende Abweichungen vom langfristigen Entwicklungstrend, z.B. die aktuelle Geldnachfrage übertrifft ihr langfristiges Gleichgewicht, gehen mit einer positiven umgekehrten Preislücke ( $(p^* - p) > 0$ ) einher. Dies wiederum induziert eine beschleunigte Preisentwicklung in naher Zukunft – hervorgerufen durch eine stark wachsende reale Geldnachfrage.

---

<sup>114</sup> Vgl. Issing (1998), S. 142.

<sup>115</sup> Vgl. Scheide/Trabandt (2000), S. 7.

### **3 Statistische Datenbasis**

#### **3.1 Verwendete Variablen**

Die statistische Analyse des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und Preisen setzt die Existenz geeigneter messbarer Größen voraus. Neben Reihen zur Abbildung der Geldmengen- und Preisentwicklung sind Daten zum realen Output und der über die Quantitätsgleichung hergeleiteten, nicht direkt beobachtbaren Umlaufgeschwindigkeit des Geldes erforderlich. Für die Bundesrepublik bieten die Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank sowie die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung und die Preisstatistik des Statistischen Bundesamtes eine Vielzahl monetärer und realwirtschaftlicher Indikatoren/Variablen an. Mit der Wahl des statistischen Datenmaterials, d.h. welche Indikatoren die Größen Geldmenge, Preisniveau und realen Output widerspiegeln sollen, wird gleichzeitig die Stabilität der Beziehung zwischen Geldmenge und Preisen determiniert. Die Festlegung auf ein bestimmtes Geldmengenaggregat – von der „bargeldlastigen“ Geldmenge M1 bis zur breiter definierten Größe M3 – kann den Zusammenhang zum herangezogenen Preisindex erheblich beeinflussen. Zur Abbildung der Preisentwicklung können ebenfalls mehrere Preisindizes herangezogen werden: der Index der Erzeugerpreise, der Verbraucherpreisindex oder der Deflator des Bruttoinlands- bzw. des Bruttosozialprodukts. Inwieweit die Wahl der statistischen Größen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung nimmt, wird mit Gegenstand des vierten Kapitels sein. Darüber hinaus ist zu erwarten, dass mit der Festlegung des Beobachtungszeitraums der Stabilität und Intensität des Zusammenhangs zwischen Geldmengen und Preisen variiert. Daher wird im Rahmen dieser Arbeit auf einen ausreichend langen Untersuchungszeitraum zurückgegriffen. Ein weiteres Problem stellt die Wahl der Periodizität des Datenmaterials dar, d.h. die Wahl ob Monats-, Quartals- oder Jahresdaten einbezogen werden sollen. Hierbei erscheint eine differenzierte Vorgehensweise je nach Analysehorizont und verwandter Methodik ratsam. Weiterhin ist zu fordern, dass die Daten frei von Saisoneinflüssen sein sollten. Die Forderung nach saisonbereinigten Größen ist begründet, da Saisoneinflüsse die zyklische und die Trendkomponente überlagern. Die Analyse der in den zyklischen Schwankungen und dem Trend enthaltenen Informationen repräsentiert jedoch einen wesentlichen Bestandteil dieser empirischen Untersuchung.

An dieser Stelle erfolgt eine kurze Veranschaulichung des in ausgewählten empirischen Analysen genutzten statistischen Datenmaterials. Es sticht hervor, dass internationale, insbesonde-

re auf die Vereinigten Staaten bezogene Arbeiten<sup>116</sup> primär das Geldmengenaggregat M2 einbeziehen, hingegen Untersuchungen zum Euro-Raum und zur BRD<sup>117</sup> die breiter definierte Geldmenge M3. Zur Abbildung der Preisentwicklung wurde häufig der Deflator des nominalen Outputs herangezogen<sup>118</sup>, wobei zwischen dem Deflator des Bruttoinlands- und des Bruttoinlandsprodukts zu unterscheiden ist.<sup>119</sup> Daneben finden auch Verbraucher- und Konsumentenpreisindizes insbesondere bei Analysen zum Euro-Raum Anwendung.<sup>120</sup> Der reale Output kann durch die Größen reales Bruttoinlands- und Bruttoinlandsprodukt<sup>121</sup> beschrieben werden. International sind beide, GDP und GNP, gebräuchlich. Die zahlreichen empirischen Untersuchungen spiegeln ein heterogenes Bild wider. Insbesondere internationale Analysen nutzen vielfältige monetäre und realwirtschaftliche Indikatoren. Allenfalls für die Bundesrepublik ist ein relativ einheitliches Vorgehen zu beobachten – mit den Größen BIP-Deflator, Geldmenge M3 und reales Bruttoinlandsprodukt.<sup>122</sup>

Der empirische Teil meiner Arbeit untersucht den kurz- und langfristigen Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen in der Bundesrepublik und setzt sich aus saisonbereinigten Monatsdaten der Geldmengenaggregate M1 und M3, saisonbereinigten Quartalsdaten des realen und nominalen Bruttoinlandsproduktes, dem daraus abgeleiteten BIP-Deflator und dem Verbraucherpreisindex zusammen. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom 1. Quartal 1974 bis ins 3. Quartal 2003. Die Festlegung des Startzeitraums wurde durch den Übergang der Deutschen Bundesbank zur Geldmengenstrategie im Jahr 1974 determiniert. Eine Beschreibung des Datenmaterials und notwendige Transformationsschritte werden im folgenden Kapitel dargelegt.

### **3.2 Datenbeschreibung und Datentransformation**

Im Folgenden wird ein Überblick über die statistische Ausgangsdatenbasis und die notwendigen Transformationsschritte zu einer einheitlichen, vergleichbaren Datenbasis gegeben. Neben der Beschreibung des Datenmaterials wird seine Qualität untersucht, d.h. inwiefern es den gestellten Anforderungen gerecht werden kann.

---

<sup>116</sup> Zu nennen wären die Arbeiten von Hafer (2001), Dwyer/Hafer (1999), Tanner (1993) und McCandless/Weber (1995).

<sup>117</sup> Zum Beispiel Scheide/Trabandt (2000), Issing/Tödter (1995) und Deutsche Bundesbank (1992).

<sup>118</sup> Unter anderem Dwyer/Hafer (1999), Issing/Tödter (1995) und Deutsche Bundesbank (1992).

<sup>119</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 21f.

<sup>120</sup> So Scheide/Trabandt (2000).

<sup>121</sup> Das Statistische Bundesamt führt die Reihen zum Bruttoinlandsprodukt auch unter der Bezeichnung Bruttoinlandsprodukt.

<sup>122</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 105f.



Tabelle 1: Übersicht statistische Datenbasis

Variable	Quelle	Eigenschaft	Beschreibung
Geldmenge M1	Deutsche Bundesbank	saisonbereinigte Monatsdaten in Mrd. DM, Erhebungszeitraum 1/74 – 12/98	Die Geldmenge gibt den gesamten, der Volkswirtschaft zur Verfügung stehenden Bestand an Geld wieder, der zur Finanzierung realwirtschaftlicher Transaktionen verwandt werden kann. Entsprechend internationalen Gepflogenheiten grenzte die Bundesbank folgende Geldmengenaggregate voneinander ab. <sup>123</sup> M1: Bargeldumlauf (ohne Kassenbestände der Kreditinstitute) plus Sichteinlagen inländischer Nichtbanken bei den Kreditinstituten. M2: M1 zuzüglich Termingelder inländischer Nichtbanken mit Befristung bis unter vier Jahren.
Geldmenge M3	Deutsche Bundesbank	saisonbereinigte Monatsdaten in Mrd. DM, Erhebungszeitraum 1/74 – 12/98	M3: M2 zuzüglich Spareinlagen inländischer Nichtbanken mit dreimonatiger (gesetzlicher) Kündigungsfrist. Die statistische Grundlage der Geldmengenaggregate bildet die konsolidierte Bilanz des gesamten Bankensystems (Zentralbank und inländische Kreditinstitute), die die Ergebnisse der monatlichen Bilanzstatistik zu geldpolitisch relevanten Größen zusammenfasst.
Geldmenge M1 Deutscher Beitrag	Deutsche Bundesbank	saisonbereinigte Monatsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/99 – 3/03	Mit Beginn der Europäischen Währungsunion am 1.1.1999 wurde die bisherige Definition der Bundesbank durch eine einheitliche europäische (Euro-Zone) ersetzt und für die BRD als Deutscher Beitrag zum betreffenden Geldmengenaggregat ausgewiesen: M1 DB: Bargeldumlauf plus täglich fällige Sichteinlagen aller Euroland Nichtbanken bei inländischen Kreditinstituten. M2 DB: M1 zuzüglich Sichteinlagen bis 1 Monat, kurzfristige Spar- und Termineinlagen bis zu zwei Jahren Laufzeit aller Euroland Nichtbanken bei inländischen Kreditinstituten
Geldmenge M3 Deutscher Beitrag	Deutsche Bundesbank	saisonbereinigte Monatsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/99 – 3/03	M3 DB: M2 zuzüglich Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist, Repo-Geschäfte, kurzlaufende Bankschuldverschreibungen, Geldmarktpapiere und – Fondsanteile aller Euroland Nichtbanken bei inländischen Kreditinstituten.

<sup>123</sup> Vgl. Jarchow (1998), S. 9f.

Verbraucher-Preisindex frühere Bundesgebiet	Statistisches Bundesamt	Monatsdaten mit der Basis 1995, Erhebungszeitraum 1/74 – 1/91	Der Verbraucherpreisindex (VPI), ehemals Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte, misst die durchschnittliche Preisänderung aller Waren und Dienstleistungen, die von privaten Haushalten für Konsumzwecke gekauft werden. <sup>124</sup> Als umfassender Indikator der Veränderung der Verbraucherpreise kann er u. a. zur Beurteilung der Geldwertstabilität oder zur Deflationierung von Wertgrößen herangezogen werden. Darüber hinaus bildet er die Grundlage für den Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI). Der VPI ist ein Laspeyres-Preisindex mit fester Basis, in dem die Verbrauchstruktur des Basisjahres für fünf Jahre konstant gehalten wird. Die aktuelle Basis ist das Jahr 2000. Dies bezieht sich auf den seit Januar 1991 erhobenen Index für Gesamtdeutschland. Bis einschließlich Dezember 1999 erfolgte ein eigenständiger Ausweis der Entwicklung der Verbraucherpreise des früheren Bundesgebiets - mit der aktuellen Basis 1995.
Verbraucherpreisindex Gesamtdeutschland	Statistisches Bundesamt	Monatsdaten mit der Basis 2000, Erhebungszeitraum 1/91 – 3/03	Der Deflator kann als Paasche-Preisindex interpretiert werden und wird aus der Division des nominalen durch das reale Bruttoinlandsprodukt gewonnen. Infolge der Ableitung aus dem BIP beinhaltet er sowohl die Preisentwicklung der Konsumgüter als auch der Investitionsgüter.
Deflator des nominalen BIP	Eigene Berechnung	Quartalsdaten mit der Basis 1995, Erhebungszeitraum 1/74 – 3/03	
Nominales Bruttoinlandsprodukt (BIP <sup>N</sup> ) frühere Bundesgebiet	Statistisches Bundesamt	saisonbereinigte Quartalsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/74 – 4/90	Das nominale BIP spiegelt die gesamte innerhalb einer Berichtsperiode entstandene wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft wider. <sup>125</sup> Damit entspricht es der Summe aller im Inland entstandenen Erwerbs- und Vermögenseinkommen. Die Bestimmung erfolgt im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR), die im April 1999 durch das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) 1995 EU-weit harmonisiert wurde. <sup>126</sup>
Nominales BIP <sup>N</sup> Gesamtdeutschland	Statistisches Bundesamt	saisonbereinigte Quartalsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/91 – 3/03	
Reales Bruttoinlandsprodukt (BIP <sup>R</sup> ) frühere Bundesgebiet	Statistisches Bundesamt	saisonbereinigte Quartalsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/74 – 3/03	Das reale BIP ist statistisch nicht direkt beobachtbar und wird mit Hilfe von Preisindizes aus dem nominalen BIP gewonnen. Dabei werden die einzelnen Entstehungsbestandteile des nominalen BIP jeweils mittels spezifischer Preisindizes (z.B. Erzeuger- oder Verbraucherpreisindex) deflationiert. Infolge der Preisbereinigung kann es als Maß für die mengenmäßige Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Leistung herangezogen werden.
Reales BIP <sup>R</sup> Gesamtdeutschland	Statistisches Bundesamt	saisonbereinigte Quartalsdaten in Mrd. EUR, Erhebungszeitraum 1/91 – 3/03	

<sup>124</sup> Vgl. Statistische Bundesamt (2003a).

<sup>125</sup> Vgl. Sellien/Sellien (1988), S. 1565.

<sup>126</sup> Vgl. Statistische Bundesamt (2003b).

An dieser Stelle schließt sich eine Analyse des in Tabelle 1 beschriebenen Datenmaterials hinsichtlich der statistischen und geldtheoretischen Eignung und die Beschreibung der notwendigen Transformationsschritte an, sodass die im vierten Kapitel verwendeten Zeitreihen bezüglich ihrer Währung, Periodizität, der Basisjahre und ihres räumlichen Erhebungsgebiets vergleichbar sind.

Die Wahl der Geldmengenaggregate M1 und M3 zur Abbildung der Geldmengenentwicklung ergibt sich aus den ihnen zugeschriebenen geldtheoretischen Funktionen. Zum einen ist die enger definierte Geldmenge M1 zu nennen, die primär zur Abwicklung der Zahlungen verwendet wird. Hier rückt die Zahlungsmittelfunktion des Geldes in den Vordergrund.<sup>127</sup> Diese auf dem Gütermarkt nachfragewirksame Geldmenge kann schnell auf das Preisniveau einwirken. Wird das zeitliche Auseinanderklaffen von Kaufabsicht und Kaufakt berücksichtigt, dienen kurz- bis mittelfristige Termineinlagen als „temporäres Kaufkraftbewahrungsmittel“<sup>128</sup>. Folglich ist die Geldmenge M2, insbesondere nach der EZB-Definition, noch der Zahlungsmittelfunktion zuzuordnen.<sup>129</sup> Ein gewisser Teil der Termineinlagen dient als finanzielle Reserven und stellt ein permanentes Kaufkraftbewahrungsmittel dar. Im Geldmengenaggregat M3 kommt die Wertaufbewahrungsfunktion des Geldes durch die Einbeziehung der Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist und neuerdings die Integration von geldmarktnahen Titeln zu stärkerer Geltung. Zwischen den Geldaggregaten bestehen Substitutionsbeziehungen, die durch die Veränderung der Zinsstruktur erheblich beeinflusst werden.<sup>130</sup> So tendiert M1 auf Grund einer hohen Zinselastizität der Geldnachfrage dazu, zinspolitische Maßnahmen der Notenbank zu überzeichnen.<sup>131</sup> Dagegen verzeichnet die Geldmenge M2 monetäre Entwicklungstendenzen in umgekehrter Richtung. Ein Anstieg der Zinsen kurzfristiger Termineinlagen führt zur Erhöhung der Opportunitätskosten der Kassenhaltung – mit der Folge, dass das Aggregat M2 trotz der Zinserhöhung expandiert. Damit scheidet M2 als monetärer Indikator und Zwischenzielvariable aus<sup>132</sup> und wird im Zuge dieser Arbeit nicht weiter betrachtet. Die breiter definierte Geldmenge M3, bei der Verschiebungen zwischen den Einlagekategorien keine oder nur eine geringe Rolle spielen, eignet sich trotz der nicht Gütermarkt nachfragewirksamen Komponenten am ehesten als monetäre Zwischengröße.<sup>133</sup> Das Wachstum der Geldmenge M3 steht in einem mittel- bis langfristigen recht stabilen positiven Zusammen-

---

<sup>127</sup> Vgl. Schaal (1998), S. 27.

<sup>128</sup> Vgl. Jarchow (1998), S. 9.

<sup>129</sup> Vgl. Schaal (1998), S. 27.

<sup>130</sup> Vgl. ebenda.

<sup>131</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1996), S. 75.

<sup>132</sup> Vgl. ebenda.

<sup>133</sup> Vgl. ebenda.

hang zum Wachstum des nominalen gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials und in negativer Beziehung zur Zinsentwicklung. Die Frage nach dem geeigneten Preisindex wird durch die Verwendung des Verbraucherpreisindex (VPI) und des BIP-Deflators beantwortet. Letzterer wurde erst aus der Division nominales durch das reales BIP gewonnen – multipliziert mit dem Faktor 100. Während der VPI die Preisentwicklung der in privaten Haushalten konsumierten Waren und Dienstleistungen misst, umfasst der Deflator alle im Inland produzierten Güter, d.h. auch Investitionsgüter und den Staatsverbrauch (staatlicher Konsum und Investitionen). Demzufolge erfasst der Deflator auch die Preisentwicklung im industriellen und im Staatssektor. Ein Nachteil des Deflator gegenüber dem VPI ist mit der Beschränkung auf im Inland produzierte Güter verbunden. Da die Importnachfrage aus dem BIP herausgerechnet wird, schlagen sich Importpreissteigerungen nicht sofort im Deflator nieder. Als Beispiel lässt sich das Jahr 2000 anführen, in dem infolge der Euro-Abwertung die Importpreise anzogen und folglich auch der VPI. Hingegen wies der Deflator im Jahr 2000 ein Sinken des Preisniveaus aus. Im zeitlichen Verlauf gleichen sich die Sonderbewegungen ungefähr aus.

Die in Tabelle 1 aufgelisteten monetären und realwirtschaftlichen Größen entstammen zum einen der Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank und zum anderen der Preisstatistik und der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes. Als Teil der Amtlichen Statistik der Bundesrepublik verfolgen sie u. a. folgende Aufgaben:<sup>134</sup> kontinuierliche Erhebung, Aufbereitung, Darstellung und Analyse von Daten zu gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Zusammenhängen für einen breit gefächerten Nutzerkreis in Wissenschaft, Politik, Wirtschaft und interessierter Öffentlichkeit. Dabei sollten die Daten folgenden Anforderungen genügen:<sup>135</sup>

- kontinuierliche Verfügbarkeit,
- Problemorientiertheit und zugleich Vergleichbarkeit,
- schnelle Verfügbarkeit und zugleich Zuverlässigkeit,
- Nutzergerechte Veröffentlichung

...

Die monatlichen Reihen zu den Geldmengenaggregaten und zum Verbraucherpreisindex sind i. d. R. ab Mitte des Folgemonats verfügbar. Die saisonbereinigten Quartalsdaten zum realen und nominalen BIP werden mit gut zweimonatiger Verzögerung veröffentlicht. Damit weisen sie eine relativ hohe Aktualität auf. Die Zuverlässigkeit des statistischen Datenmaterials setzt den Einsatz adäquater Erfassungs- und Schätzmethoden voraus, die eine weitestgehend „exak-

---

<sup>134</sup> Vgl. Schmerbach (2001), S. 6.

<sup>135</sup> Vgl. ebenda, S. 12.

te Beschreibung des zugrunde liegenden wirtschaftlichen Phänomens gewährleisten<sup>136</sup>. Die zuverlässige Darstellung der tatsächlichen Preisentwicklung durch den Verbraucherpreisindex hängt u. a. von der Fähigkeit ab, die Verbrauchsstrukturen der privaten Haushalte möglichst exakt nachzubilden. Dazu werden ihre Ausgaben für Waren und Dienstleistungen auf Stichprobenbasis in regelmäßigen Haushaltsbefragungen (in Deutschland die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe sowie die Statistik der laufenden Wirtschaftsrechnung) ermittelt.<sup>137</sup> Bei der Beurteilung der Preisentwicklung an Hand des VPI ist zu berücksichtigen, dass es sich um einen Laspeyres-Index handelt, der die tatsächliche Preisentwicklung tendenziell überzeichnet.<sup>138</sup> Berechnungen der Deutschen Bundesbank ergaben für Deutschland, dass die gemessene Inflation, die „tatsächliche“ um 0,75 Prozentpunkte pro Jahr überschätzt.<sup>139</sup> Der Deflator des BIP als Paasche-Index erfasst die aktuelle Güterstruktur der Volkswirtschaft. Sein Wägungsschema wird jährlich aktualisiert. Das Statistische Bundesamt versucht der Zuverlässigkeit der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung durch eine in etwa fünf- bis zehnjährigen Abständen durchzuführende Überarbeitung der Ergebnisse (Revision) gerecht zu werden. Dies ist erforderlich, um neue Berechnungsmethoden, Klassifikationen, Definitionen in das Rechenwerk einzuführen und auf eine neue Preisbasis überzugehen.<sup>140</sup> Der Europäischen Zentralbank in Verbindung mit den nationalen Notenbanken obliegt seit Beginn der EWU die Gewährleistung der Zuverlässigkeit der Daten zu den Geldmengenaggregaten. Die Notenbanker sind bestrebt, das in der Volkswirtschaft zirkulierende Geld möglichst exakt zu erfassen und daraus resultierende Gefahren für die Preisniveaustabilität frühzeitig zu erkennen. Die Zuverlässigkeit setzt voraus, dass die definierten Geldmengenaggregate potenziell Gütermarkt nachfragewirksame Komponenten abbilden und nicht nachfragewirksame Bestandteile herausgerechnet werden. Im Mai 2001 erfolgte daher eine Bereinigung der Geldmenge M3 um die von Ansässigen außerhalb des Euro-Währungsgebiets gehaltenen marktfähigen Finanzinstrumente.<sup>141</sup> Diese primär aus der Wertaufbewahrungsfunktion gehaltenen Bestandteile von M3 verzeichneten im Jahr 2000 einen starken Anstieg, der zu einer Verzerrung der Jahreswachstumsrate von M3 um rund 0,75 Prozentpunkte nach oben führte. Hier schließt sich auch die Vergleichbarkeit der Daten in der Zeit an. Veränderungen der Geldmengendefinition erzeugen mehr oder weniger starke Brüche in den Reihen. Als Beispiel lässt sich der Beginn der EWU anführen. Die bisher gültige Geldmengendefinition der Bundesbank wurde durch die

---

<sup>136</sup> Vgl. EZB (2001c), S. 49.

<sup>137</sup> Vgl. Statistische Bundesamt (2003a).

<sup>138</sup> Mögliche Ursachen sind in der Vernachlässigung der Substitution teurer durch preiswerte Güter, nicht vollständige Herausrechnung von Qualitätsverbesserungen und Nichtberücksichtigung neuerer preisgünstiger Vertriebsformen zu sehen. (Vgl. Hahn (1999), S. 3)

<sup>139</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1998), S. 66.

<sup>140</sup> Vgl. Statistische Bundesamt (2003b).

<sup>141</sup> Vgl. EZB (2001a), S. 12f.

der EZB ersetzt. Die Folge war eine definitorisch bedingte Zunahme der neuen Geldmenge M3 Deutscher Beitrag im ersten Quartal 1999. Diese resultierte aus der Integration neuer, marktfähiger Finanzinstrumente (Geldmarktfondsanteile, Geldmarktpapiere, kurzlaufende Bankschuldverschreibungen), trotz des Verlustes der Spar- und Termineinlagen mit Laufzeiten zwischen 2 bis 4 Jahren zu den längerfristigen Kapitalanlagen. Die Anpassung wurde auf Grund der gewachsenen Bedeutung der Geld- und Kapitalmärkte für die privaten Wirtschaftssubjekte notwendig. Ferner nahm die EZB zum Januar 2002 den Bargeldumlauf aus dem Geldmengenaggregat M3 – mit der Begründung nur schwer einschätzbarer Bargeldimporte im Zuge der Euro-Bargeldeinführung – heraus. Letztere Problematik trifft auf die Reihen M1 und M3 Deutscher Beitrag nicht zu, da in ihnen der von der Bundesbank geschätzte deutsche Bargeldumlauf enthalten ist. Eine Möglichkeit, die zeitliche Vergleichbarkeit wieder herzustellen, ist die Bereinigung der gesamten Zeitreihen entsprechend der EZB-Definitionen. Ein alternatives Vorgehen ist in der Aufnahme von Dummy-Variablen zur Abbildung dieser definitorisch bedingten „Schocks“ zu sehen. Gleichwohl gilt dies auch für den starken M1-M3-Geldmengenanstieg im Zuge der Deutschen Wirtschafts- und Währungsunion zum 1.7.1990. Die zeitliche Vergleichbarkeit der Daten der VGR erscheint, abgesehen von der WWU, als gewährleistet. Es liegen kontinuierliche Werte für Westdeutschland bis ins vierte Quartal 1990 und für Gesamtdeutschland ab dem 1. Quartal 1991 vor. Die fehlenden gesamtdeutschen Werte für das 3. und 4. Quartal 1990 können folgendermaßen modelliert werden: Das reale und nominale BIP des 1. Quartals 1991 für Gesamtdeutschland wird durch die Vorquartalswachstumsraten des früheren Bundesgebiets für die Quartale 4/90 und 1/91, erhöht um Eins, schrittweise dividiert, d.h. es erfolgt eine Rückrechnung der ersten gesamtdeutschen Daten. Dabei wird stillschweigend unterstellt, dass die Wachstumsraten des früheren Bundesgebiets repräsentativ für die gesamtdeutschen sind. Als Begründung ließe sich die vereinigungsbedingte Hochkonjunktur anführen, die ebenfalls zu einem starken Anstieg des westdeutschen BIP beitrug. Beim Verbraucherpreisindex tritt das Problem auf, dass keine zeitlich konsistente Reihe vorliegt. Zur Konstruktion werden die Daten für das frühere Bundesgebiet mit dem Basisjahr 1995 bis einschließlich Januar 1991 herangezogen und mit den monatlichen Veränderungsraten des gesamtdeutschen VPI mit der Basis 2000 fortgeschrieben. Es entsteht eine Reihe mit dem Basisjahr 1995 – äquivalent den Zeitreihen des BIP. Neben der Zuverlässigkeit und der zeitlichen und räumlichen Vergleichbarkeit muss die Frage der Periodizität und der Währung beantwortet werden. Während die Daten der VGR bereits in Euro ausgewiesen und die Preisindizes dimensionslos sind, müssen die Geldmengenaggregate M1 und M3 der Deutschen Bundesbank bis 12/98 mit dem zum 31.12.1998 fixierten Euro-DM-Wechselkurs (1€ = 1,95583 DM) umgerechnet werden.

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Geldmengen und Preisen erfolgt auf Basis von Quartalsdaten für die kurze Frist und Jahresdaten für die lange Frist. Zur Begründung kann angeführt werden, dass Quartalsdaten gegenüber Monatsdaten eine größere Stabilität aufweisen. Insbesondere Portfolioumschichtungen auf den Geld- und Kapitalmärkten können den monatlichen Geldmengenbestand erheblich beeinflussen. Zudem treten zwischen M und P Wirkungsverzögerungen von mehreren Quartalen auf, sodass eine monatsgenaue oder bei der Untersuchung des Langfristzusammenhangs quartalsgenaue Messung der Vorlaufseigenschaft nicht notwendig ist. Darüber hinaus müssten die Vierteljahresdaten des BIP durch Interpolation in Monatsdaten umgewandelt werden. Bei der Transformation der monatlichen Werte des Verbraucherpreisindex und der Geldmengenaggregate wird folgende Vorgehensweise verwendet: Die Bestandsdaten der Geldmenge werden durch die Anwendung des einfachen arithmetischen Mittels in Quartalsdaten überführt, d.h. es wird ein Drei-Monats-Durchschnitt gebildet. Das gleiche Vorgehen kann auch auf den VPI angewandt werden. Alternativ wäre auch eine Beschränkung auf jeden dritten Zeitreihenwert (März, Juni, September und Dezember eines Jahres) möglich. In Anbetracht möglicher Preisverzerrungen, z.B. durch das jährliche Weihnachtsgeschäft im Dezember, bei Anwendung der alternativen Variante wird die Durchschnittsbildung bevorzugt. Im nächsten Schritt werden die Quartalsdaten in Jahresdaten umgewandelt. Die vier Quartalswerte der Geldmengenaggregate M1 und M3 sowie des Verbraucherpreisindex werden durch die erneute Anwendung des arithmetischen Mittels in einen Jahreswert (Jahresdurchschnitt) transformiert. Die jährliche Reihe des BIP-Deflators resultiert aus den Jahresdaten des nominalen und realen Bruttoinlandsprodukts, die durch Kumulation der vier Quartalswerte entstehen.





## 4 Empirische Analyse und Modellierung

### 4.1 Langfristiger Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen

Das Heranziehen der Geldmenge als Indikator und Zwischenzielgröße setzt einen mittel- bis langfristigen stabilen Zusammenhang zur Preisentwicklung voraus. Der Nachweis war in der Vergangenheit Gegenstand zahlreicher nationaler wie internationaler Untersuchungen. Insbesondere in jüngster Zeit kam der langfristigen Beziehung von Geldmenge und Preisen im Zuge der Strategiediskussion der Europäischen Zentralbank Aufmerksamkeit zu. Im Wesentlichen gilt es dabei, drei Gruppen von technischen Ansätzen zu unterscheiden:<sup>142</sup> Erstens statistische Methoden zum Kausalzusammenhang zwischen langfristigen Inflationsunterschieden und der langfristigen Geldmengenentwicklung bei alternativen Zeithorizonten. Unter anderem ist die Korrelation der langfristigen Durchschnittswerte des Geldmengenwachstums und der Inflation von Interesse. Zweitens eine Gruppe von Analysen, in denen die Indikatoreigenschaften der Geldmenge im Hinblick auf die künftige Preisentwicklung aufgezeigt werden soll. Überdies können weitere monetäre Indikatoren wie das Kreditwachstum oder Ungleichgewichte am Kapitalmarkt Aufschluss über Risiken für die Preisstabilität und die konjunkturelle Entwicklung liefern. Drittens sind empirische Untersuchungen auf der Basis von Geldnachfragemodellen anzuführen. Die langfristige Stabilität der Beziehung zwischen der realen Geldnachfrage und ihren Bestimmungsgrößen (z.B. realer Output) wird als Bestätigung für den mittel- bis langfristig stabilen Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen angesehen.<sup>143</sup> Die Parameter der langfristigen realen Geldnachfrage, hervorzuheben ist die Einkommenselastizität, sind von besonderem Interesse, da sie Einfluss auf die Entwicklung der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes und damit auf die Vorgabe eines Referenzwertes für das M3-Wachstum nehmen.

Im Folgenden werden einige Resultate ausgewählter empirischer nationaler wie internationaler Analysen zum Geldmengen-Preis-Zusammenhang dargelegt. Dem schließen sich eigene Untersuchungen für die Bundesrepublik an.

---

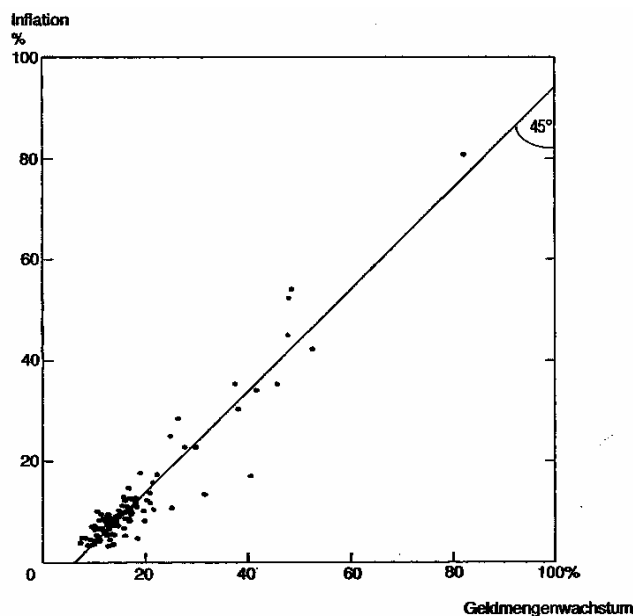
<sup>142</sup> Vgl. EZB (2003a), S. 99.

<sup>143</sup> Vgl. ebenda.

### 4.1.1 Ausgewählte empirische Ergebnisse

Die graphische Darstellung repräsentiert eine weit verbreitete Form der Veranschaulichung des Langfristzusammenhangs zwischen Geldmenge und Preisen. Prinzipiell sind zwei grundlegende Darstellungsformen zu unterscheiden: Zum einen werden die Wachstumsraten von  $M$  und  $P$  gegeneinander geplottet und zum anderen ihr Verlauf und der ihrer Niveaus in Abhängigkeit von der Zeit dargestellt. Erstere Variante wählten McCandless und Weber (1995), die im Rahmen einer internationalen Querschnittsanalyse die durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten eines breiten Geldmengenaggregates und des Preisindex der Lebenshaltung von 110 Ländern für den Zeitraum 1969 – 1990 berechneten.<sup>144</sup>

Abbildung 5: Internationaler Geldmengen-Preis-Zusammenhang

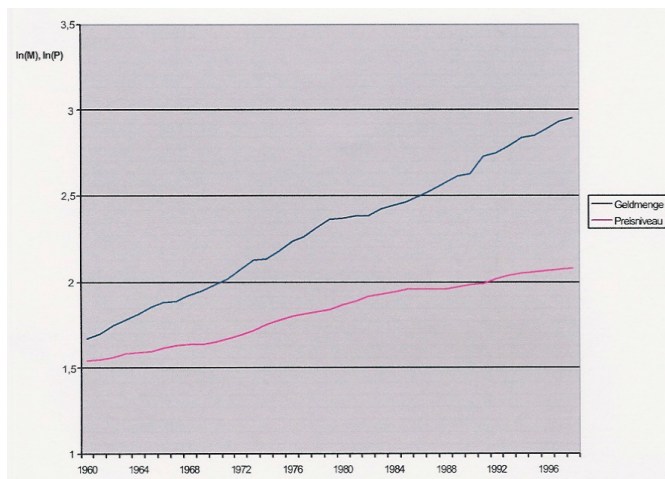


Quelle: Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 79 in Anlehnung an McCandless/Weber (1995), S. 5.

Abbildung 5 verdeutlicht, dass eine Politik des kontrollierten Geldmengenwachstums tendenziell mit niedrigen Inflationsraten einhergeht. Die Vielzahl der 110 Länder verzeichnete im Beobachtungszeitraum eine durchschnittliche jährliche Inflationsrate, die wenige Prozentpunkte unterhalb des Wachstums der Geldmenge lag. Eine zweite und gebräuchlichere Form der graphischen Darstellung der Beziehung zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung ist die Abbildung des zeitlichen Verlaufs. Hierbei können zum einen wie in Abbildung 6 der trendmäßige Anstieg der Niveauvariablen gezeigt werden oder zum anderen wie in Abbildung 7 die jährlichen Wachstumsraten.

<sup>144</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 79.

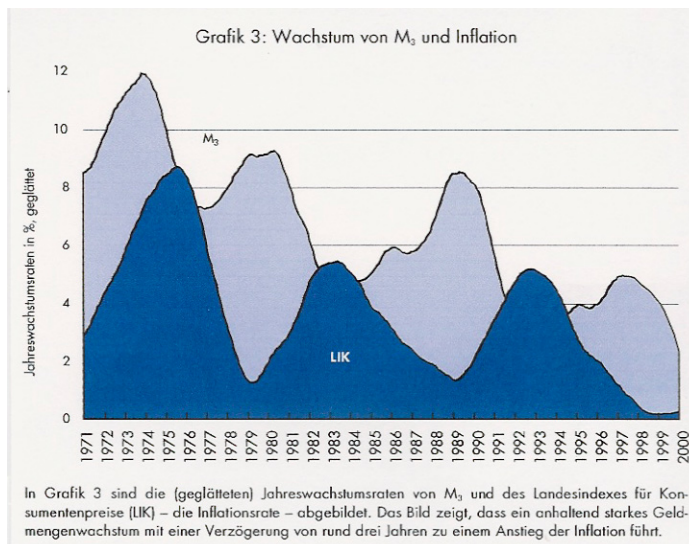
Abbildung 6: Geldmengen- und Preisentwicklung in Logarithmen



Quelle: Greiber/Herz/Müller (2002), S. 11.

Abbildung 6 gibt die Entwicklung der natürlichen Logarithmen des Geldmengenaggregates M1 und des logarithmierten Preisniveaus für die BRD im Zeitraum 1960 – 1998 wider. Wie zu erwarten, weisen beide Variablen einen steigenden Trend auf. Die Geldmenge M1 nahm deutlich stärker zu als das Preisniveau.

Abbildung 7: Geldmengen- und Preisentwicklung in Wachstumsraten



Quelle: Faber/Ruoss (2000), S. 5.

Abbildung 7 veranschaulicht die geglätteten Jahreswachstumsraten des Schweizer Geldmengenaggregates M3 und des Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise (LIK) im Zeitraum 1971 bis 2000. Entsprechend dem Trendwachstum übertreffen die Veränderungsdaten von M3 die des LIK deutlich. Die wesentliche Erkenntnis besteht darin, dass ein anhaltend starkes Geldmengenwachstum mit einer Verzögerung von rund drei Jahren in steigende Inflation führt.

tionsraten mündet. In Bezug auf den Geldmengen-Preis-Zusammenhang in der EWU deutet vieles darauf hin, dass das Wachstum der weiter gefassten Geldmenge M3 Inflation für den Zeithorizont von über zwei Jahren vorhersagen kann.<sup>145</sup> Im 30jährigen Beobachtungszeitraum folgte einer Phase starker Geldmengenexpansion dreimal ein Anziehen der Konsumentenpreise. Überdies nahmen die Wachstumsraten der Geldmenge M3 infolge einer stabilitätsorientierten Geldpolitik in den letzten drei Jahrzehnten kontinuierlich ab. Damit einher ging ein Rückgang der jährlichen Inflationsraten.

Der Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen kann mittels klassischer statistischer Verfahren wie der Korrelations- oder der Regressionsanalyse untersucht werden. Äquivalent zum Vorgehen der graphischen Darstellung kann sowohl auf die Niveauvariablen als auch auf ihre Wachstumsraten zurückgegriffen werden. McCandless und Weber berechneten in ihrer internationalen Querschnittsanalyse Korrelationskoeffizienten zwischen den Geldmengenwachstumsraten und den Inflationsraten.<sup>146</sup> Der Untersuchungszeitraum erstreckte sich von 1960 – 1990 und die Ergebnisse wurden nach Ländergruppen unterteilt. In ihre Analyse wurden alternative Geldmengenaggregate einbezogen (M0, M1, M2).

Tabelle 2: Korrelationskoeffizienten Geldmengenwachstum und Inflation

Ländergruppen	M0	M1	M2
alle 110 Länder	0,925	0,958	0,950
21 OECD-Länder	0,894	0,940	0,958
14 lateinamerikanische Länder	0,973	0,992	0,993

Quelle: Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 79 in Anlehnung an McCandless/Weber (1995), S 4.

Wie aus der Tabelle 2 zu entnehmen ist, ermittelten McCandless und Weber für alle Gruppen und Geldmengenaggregate Korrelationskoeffizienten zwischen 0,89 und 0,99. Demzufolge besteht ein starker gleichgerichteter Zusammenhang zwischen dem Wachstum der Geldmenge und der Inflation. Die Stärke nimmt mit der Breite des Geldmengenaggregates zu. Die Resultate von McCandless und Weber konnten durch die Untersuchungen von Hafer im Jahr 2001 nur zum Teil bestätigt werden.<sup>147</sup> Auf der Grundlage von Jahresdaten, die ab Ende des II. WK vorlagen, errechnete er für 15 Länder Korrelationskoeffizienten zwischen den Veränderungs-raten der Geldmengenaggregate M1 und M2 und des Konsumentenpreisindex für alternative Zeithorizonte von 1, 3 und 5 Jahren. Während McCandless und Weber eine Querschnittsanalyse auf der Grundlage von durchschnittlichen Wachstumsraten über einen Zeitraum von 30

<sup>145</sup> Vgl. EZB (2003a), S. 99.

<sup>146</sup> Vgl. Görgens/Ruckriegel/Seitz (1999), S. 79.

<sup>147</sup> Vgl. Hafer (2001), S. 22f.

Jahren durchführten, bildete Hafer Korrelationskoeffizienten im Rahmen einer Längsschnittuntersuchung. Zusammenfassend stellte Hafer fest, dass die Wachstumsraten von M2 stärker mit den Inflationsraten korreliert waren als die der Geldmenge M1. Seine ermittelten Koeffizienten wiesen deutlich niedrigere Werte auf. In Bezug auf die drei verschiedenen langen Zeithorizonte erhielt Hafer als Ergebnis, dass zwischen den einjährigen Veränderungsdaten keine Korrelation (z.B. die USA 0,00) bestand.<sup>148</sup> Hingegen war zwischen den Zweijahreswachstumsraten von M2 und dem Konsumentenpreisindex eine geringe gleichgerichtete Abhängigkeit (z.B. USA 0,21) zu beobachten, die für die 5-Jahreswerte für die USA auf 0,56 anstieg. Die Stärke des Zusammenhangs nahm mit der Länge des Zeithorizonts zu. Daraus kann der Schluss gezogen werden, dass die kurzfristige Preisentwicklung von anderen Faktoren mit beeinflusst wird. Auf mittlere bis lange Sicht besteht hingegen ein eindeutiger gleichgerichteter Zusammenhang zur Geldmengenentwicklung. Kritisch ist anzumerken, dass eine Korrelationsanalyse zeitgleicher Wertepaare die aus der Darstellung der jährlichen Wachstumsraten beobachtbare Vorlaufseigenschaft der Geldmenge nicht berücksichtigt und für den ein bis drei Jahreshorizont zu irreführenden Ergebnissen gelangen kann.

Regressionsschätzungen zum Geldmengen-Preis-Zusammenhang werden als internationale Querschnittsanalysen oder nationale Längsschnittanalysen durchgeführt. Bei der ersten Variante werden die durchschnittlichen Geldmengenwachstumsraten der verschiedenen Länder als erklärende Größe auf die durchschnittlichen Inflationsraten regressiert. Unter anderem gelangen de Grauwe und Grimaldi (2001) zum Ergebnis, dass im Beobachtungszeitraum 1960 – 1999 für 110 Länder der geschätzte Koeffizient der durchschnittlichen Wachstumsraten der Geldmenge M1 einen Wert von 1,04 erreichte und mit einem t-Wert von 78,01 hoch signifikant war.<sup>149</sup> Internationale Querschnittsanalysen aus den 80er und 90er Jahren zu anderen Geldmengenaggregaten und Preisindikatoren kamen zu ähnlichen Ergebnissen. So erhielten Dwyer und Hafer in einer 62 Länder umfassenden Untersuchung für den Zeitraum 1979 – 1984 für den geschätzten Koeffizienten des durchschnittlichen M2-Geldmengenwachstums einen Wert in Höhe von 1,03.<sup>150</sup>

Die Untersuchung des quantitätstheoretischen Zusammenhangs zwischen Geldmengenwachstum und Preisentwicklung basiert auf der Quantitätsgleichung in Wachstumsraten:

$$(33) \quad \Delta m = \Delta y + \Delta p - \Delta v$$

---

<sup>148</sup> Vgl. Hafer (2001), S. 23.

<sup>149</sup> Vgl. Herwatz/Reimers (2001), S. 10.

<sup>150</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 99f.

Zum Nachweis der Gültigkeit dieser Gleichung werden für einen definierten Zeitraum die durchschnittlichen Wachstumsraten der Größen gebildet und entsprechend der Gleichung (33) zusammengefasst. Ein Problem bereitet die nicht direkt messbare Umlaufgeschwindigkeit des Geldes  $v$ . In einer statischen Welt könnte der Term  $\Delta v$  Null gesetzt werden. In dynamischen Volkswirtschaften wird  $v$  von den Zahlungsgewohnheiten der Wirtschaftssubjekte bestimmt. Diese finden Ausdruck in der realen Geldnachfragefunktion – genauer, in der Einkommenselastizität der Geldnachfrage. Weist sie einen Wert größer Eins auf, entwickelt sich  $v$  in einem fallenden Trend. Ein Teil des Geldmengenwachstums oberhalb des Potenzialwachstums wird bei sinkender Umlaufgeschwindigkeit nicht preiswirksam. Hafer (2001) berechnete für 15 Staaten die durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten der Geldmengenaggregate M1 und M2, des realen und nominalen BIP sowie die mittlere jährliche Preissteigerungsrate im Zeitraum 1950 – 1999 und erhielt folgende Resultate.<sup>151</sup>

Tabelle 3: Durchschnittliche Wachstumsraten in %

Country	Sample	Average Rates of Growth (Percent)				
		M1	M2	Price Level	Nominal GDP	Real GDP
Canada	1950-99	7.9	8.7	3.5	8.0	3.8
Chile	1960-99	23.7	26.4	16.5	21.7	5.2
Colombia	1955-99	20.0	22.9	16.6	21.2	4.6
Denmark	1950-99	8.3	8.2	5.3	8.2	3.0
Egypt	1952-99	10.8	13.5	7.6	12.4	4.9
Iceland	1951-98	20.5	21.4	16.1	21.4	5.3
Indonesia	1965-99	31.4	36.4	23.3	31.5	8.2
Japan	1953-99	10.5	11.0	4.0	9.2	5.3
Korea	1966-99	19.0	23.2	9.2	18.7	9.4
Malta	1957-99	7.8	9.6	3.3	8.7	5.4
Pakistan	1956-99	11.8	12.8	7.4	12.3	5.0
Philippines	1950-99	11.9	14.6	8.1	12.4	4.3
South Africa	1965-99	15.2	13.4	9.8	13.7	3.8
Thailand	1953-99	10.5	14.5	4.7	10.7	5.9
United States	1959-99	5.6	6.9	4.4	7.3	2.9
Averages		14.5	16.2	9.3	14.5	5.1

Source: International Monetary Fund, International Financial Statistics CD, December 2000.

Quelle: Hafer (2001), S. 21.

Für die Vereinigten Staaten betrug die durchschnittliche Wachstumsrate der Geldmenge M2 im Beobachtungszeitraum 6,9 %. Die rechte Seite der Gleichung (33), reales BIP und Preise, wuchs im Mittel um 7,3 %. In Bezug auf die Quantitätsgleichung würde es für die USA bedeuten, dass die M2-Umlaufgeschwindigkeit von 1959 – 1999 mit 0,4 % von Jahr zu Jahr leicht anstieg. Der vergleichbare Wert für die M1-Umlaufgeschwindigkeit lag sogar bei 1,7 Prozentpunkte. Dies steht im Einklang zu den Ausführungen von Hallman et al.. Der Durchschnitt der 15 Länder für M2 lag bei 16,2 %. Demgegenüber erhöhten sich die Preise und das

<sup>151</sup> Vgl. Hafer (2001), S. 21.

reale BIP zusammen jährlich im Mittel um 14,4 %. In Anlehnung an Gleichung (33) folgt daraus, dass die M2-Umlaufgeschwindigkeit durchschnittlich jährlich um 1,8 Prozentpunkte fiel. Issing und Tödter (1995) kamen für die Bundesrepublik zu ähnlichen Ergebnissen.<sup>152</sup> Im Zeitraum 1970 – 1993 errechneten sie eine durchschnittliche jährliche Wachstumsrate der Geldmenge M3 in Höhe von 8,5 %. Das Produktionspotenzial wuchs mit einer mittleren jährlichen Rate von 2,9 % und die Inlandspreise mit 4,1 %. Folglich blieb die rechte Seite der Gleichung (33) unterhalb des durchschnittlichen M3-Geldmengenwachstums. Daraus folgt ein Fallen der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes im Beobachtungszeitraum – im Durchschnitt um 1,5 %. Dies geht einher mit Untersuchungen zur realen Geldnachfragefunktion. Unter anderem schätzte Scharnagel für das Aggregat M3 eine Einkommenselastizität der M3-Geldnachfrage für die Bundesrepublik von 1,59, d.h. eine einprozentige Erhöhung des realen BIP führt im Durchschnitt zu einem Anstieg der realen Kassenhaltung von 1,59 %.<sup>153</sup> Für den Schätzzeitraum 1975 – 1993 konnten Issing und Tödter mit 1,43 den von Scharnagel ermittelten Wert der M3-Einkommenselastizität nahezu bestätigen.<sup>154</sup> Hoffmann, Rasche und Tienhans (1990) schätzen für die USA im Zeitraum 1955 – 1999 eine M1-Einkommenselastizität von 0,736.<sup>155</sup> Damit bestätigten sie den steigenden Trendverlauf der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes in den USA.

#### 4.1.2 Eigene Schätzungen

Die Untersuchung des langfristigen Zusammenhangs zwischen Geldmengen und Preisen in der Bundesrepublik für den Zeitraum 1974 – 2002 basiert auf Jahresdaten der Geldmengenaggregate M1 und M3, des BIP-Deflators, des Verbraucherpreisindex und des realen Bruttoinlandsprodukts. Es finden Methoden wie die Korrelations- und Regressionsanalyse, die graphische Darstellung, die Durchschnittsbildung der Veränderungsdaten und der Granger-Kausalitätstest Anwendung. Die Schätzungen und Berechnungen des vierten Kapitels erfolgen mit Hilfe der 32-bit Version der Ökonometrie-Software Microfit 4.1.

Die graphische Darstellung stellt eine einfache, aber zugleich aufschlussreiche Form der Abbildung des Zusammenhangs zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung dar. Sie ermöglicht einen ersten Überblick über Trend- und Zyklusverläufe und man erhält einen Hinweis auf mögliche funktionale Zusammenhänge, über Ausreißer und Strukturbrüche. Damit kann

---

<sup>152</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 103.

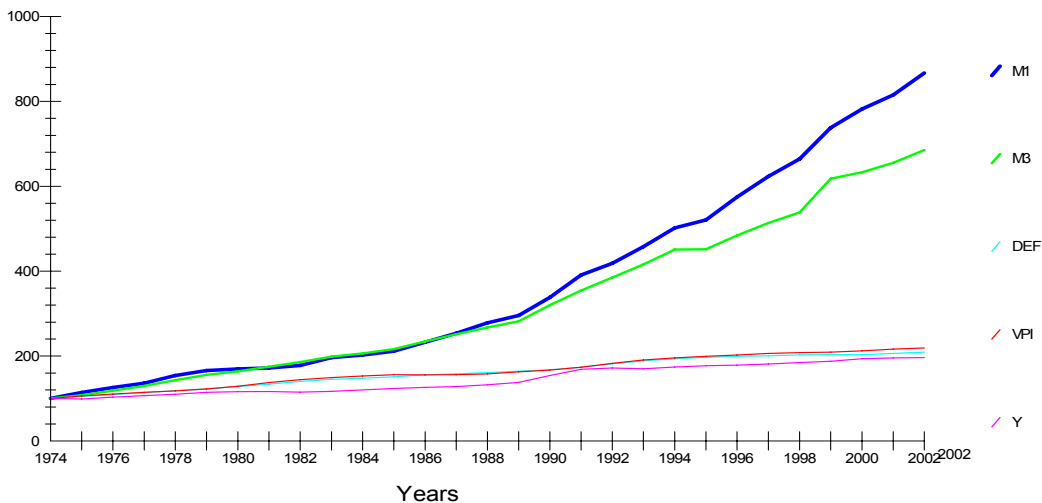
<sup>153</sup> Vgl. Issing (1998), S. 48.

<sup>154</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 106.

<sup>155</sup> Vgl. Issing (1998), S. 48.

das visuelle Prüfen der Daten hilfreich für die spätere Modellierung sein. Bei einem Vergleich des zeitlichen Verlaufs der Niveauvariablen muss auf die unterschiedlichen Ausgangsniveaus Rücksicht genommen werden. Deshalb werden die Startwerte der fünf Variablen im Jahr 1974 auf 100 normiert. Diese Vorgehensweise ermöglicht die zeitliche Entwicklungstendenz auf einer einheitlichen Ausgangsbasis abzubilden.

Abbildung 8: Verlauf der normierten Niveauvariablen von 1974 - 2002



Bemerkung: Die einzelnen Zeitreihen wurden durch den jeweiligen Wert des Jahres 1974 geteilt und mit dem Faktor 100 multipliziert.

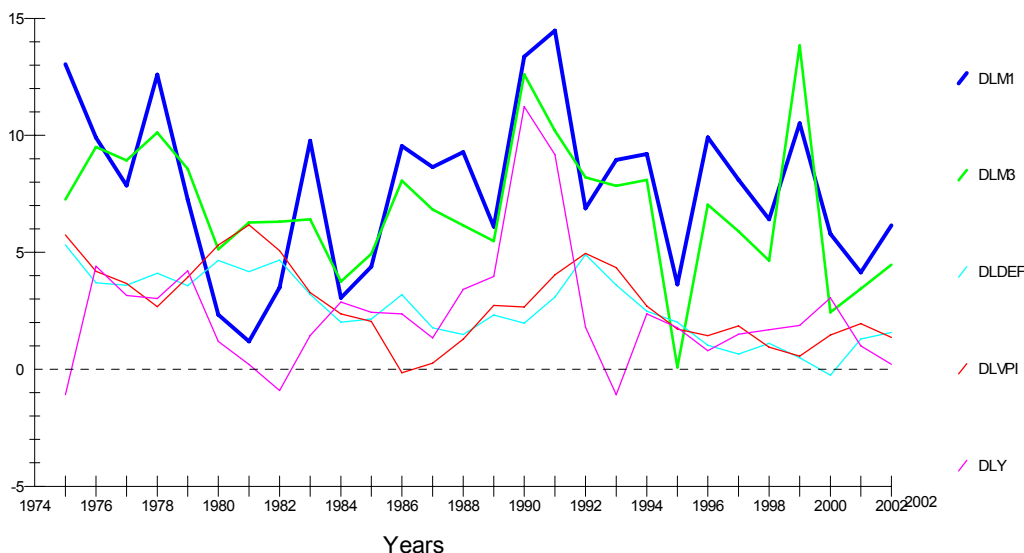
Wie aus Abbildung 8 zu erkennen ist, weisen alle fünf Variablen im Beobachtungszeitraum einen positiven Trendverlauf auf. Während die beiden Preisindizes und das reale BIP sich ungefähr verdoppeln, versiebenfacht sich die Geldmenge M3 und verneunfacht sich das enger definierte Geldmengenaggregat M1. Die Deutsche Bundesbank führt dazu aus: „Die Tatsache, dass die Geldbestände stärker gewachsen sind als das nominale Produktionspotenzial, dürfte unter anderem darauf zurückzuführen sein, dass ein Teil der zur Geldmenge M3 gerechneten Bankeinlagen nicht nur für Transaktionszwecke, sondern auch aus Vermögensmotiven gehalten wird. Das Geldvermögen nimmt langfristig schneller zu als das Produktionspotenzial“.<sup>156</sup> Ferner fällt auf, dass bis zur Deutschen Einheit (1990), die Geldmengenaggregate nur „leicht“ stärker als die übrigen Größen wuchsen. Mit der Wiedervereinigung, genauer, der Wirtschafts- und Währungsunion zum 1.7.1990, beschleunigte sich die Geldmengenentwicklung. Das reale Bruttoinlandsprodukt stieg im Verhältnis zur Geldmenge vereinigungsbedingt nur geringfügig an. Ein zweiter Niveauerhöhungseffekt traf insbesondere die Geldmenge M3, die infolge der Neudefinition der Europäischen Währungsunion zum 1.1.1999 stark expandierte. Der stärkere Anstieg von M1 gegenüber im M3 kann mit der Zunahme des Bargeldumlaufs

<sup>156</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 22.



begründet werden, insbesondere in Händen von Ausländern nach dem Zusammenbruch der ehemals kommunistischen Systeme in Osteuropa. Die D-Mark wurde vielerorts zur inoffiziellen Zweitwährung. Während die Trendentwicklung durch die Niveaugrößen adäquat abgebildet wurde, sollte der mittelfristige Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen auf Basis der jährlichen Wachstumsraten, wie in Abbildung 9 veranschaulicht, untersucht werden.

Abbildung 9: Jährliche Wachstumsraten von 1975 - 2002



Bemerkung: Die zugrunde liegenden Jahreswachstumsraten wurden durch die Bildung der ersten Differenzen der logarithmierten Reihen, als Näherung der tatsächlichen Wachstumsrate, gewonnen.

Die Wachstumsraten der Geldmenge M1 zeichnen sich im Beobachtungszeitraum gegenüber denen von M3 durch einen volatileren Verlauf aus. Eine Ausnahme bildet der Beginn der EWU im Jahr 1999. Ursächlich sind die Strukturen der Geldmengenaggregate. Während M3 breiter definiert ist, setzt sich die Geldmenge M1 aus dem Bargeldumlauf und den kurzfristigen Sichteinlagen zusammen. Letztere unterliegen im stärkeren Maße Veränderungen der Zinsstruktur. Hingegen rufen Variationen der Zinsen Umschichtungsprozesse von Sicht- zu Termin- oder Spareinlagen und umgekehrt (unter Vernachlässigung der Kapitalmarktpapiere) hervor. Damit wird die Struktur, nicht jedoch die Höhe von M3 beeinflusst. Die Wachstumsraten des VPI und des Deflators zeichnen sich durch einen relativen Gleichlauf aus. Nur in Jahren starker Wechselkursschwankungen und damit verbundener Veränderungen der Importpreise geben die beiden Indikatoren divergente Preissignale wieder. So wies der Deflator im Jahr 2000 einen Rückgang des Preisniveaus um 0,23 % aus. Im Gegensatz dazu stiegen im selben Zeitraum die Preise gemäß dem VPI um 1,5 %. Der Anstieg der Importpreise infolge der Euro-Abwertung mündete im Anziehen der Verbraucherpreise. Hingegen werden die Importnachfrage und somit auch die Importpreiseffekte aus dem BIP herausgerechnet. Über den

rund 30 Jahre umfassenden Untersuchungszeitraum zeichnen sich die Wachstumsraten der beteiligten Größen – abgesehen von den Sonderfaktoren WWU und EWU – durch einen trendmäßigen Rückgang aus. Die hohen ein- bis zweistelligen Veränderungsrate der Geldmengenaggregate und des Preisniveaus in den 70er Jahren sind moderaten Wachstumsraten gewichen. Bedauerlicherweise ging dies auch mit einer Stagnation der wirtschaftlichen Entwicklung (geringe Wachstumsraten des realen BIP) seit Mitte der 90er Jahre einher. Bezugnehmend auf Abbildung 9 wird als Nächstes auf die Geldmengen- und Preisentwicklung näher eingegangen. Die hohen Wachstumsraten der Geldmengen M1 und M3 waren Ende der 70er Jahre mit einer starken Expansion des realen BIP (nahezu 4 %) verbunden. Entsprechend der monetaristischen Konzeption wird dies erkauft durch ein Anziehen der Preise in der Folgezeit.<sup>157</sup> Den jährlichen M3-Wachstumsraten von nahe 10 % folgten Ende der 70er Anfang der 80er Jahre Inflationsraten von bis zu 6 %, begleitet von einer rückläufigen Entwicklung des realen BIP (1981). Der Rückgang des Geldmengenwachstums Anfang bis Mitte der 80er folgte eine Phase der Preisniveaustabilität. Zum Beispiel lag die VPI-Inflationsrate des Jahres 1986 mit -0,2 % knapp unter der Nulllinie. Die an den realen Wachstumsmöglichkeiten orientierte Geldpolitik der Deutschen Bundesbank mündete in den Jahren 1986 und 1987 vor dem Hintergrund des Rückganges der Weltrohstoffpreise und der Aufwertung der D-Mark in der absoluten Preisniveaustabilität.<sup>158</sup> Die zweite Hälfte der 80er Jahre war wiederum geprägt von hohen M1- und M3-Wachstumsraten – während die Preise nur leicht stiegen. Die Wiederholung der Entwicklung rund ein Jahrzehnt voraus, d.h. die expansive Preisentwicklung, blieb angesichts einer moderaten Lohn- und Fiskalpolitik, der Wechselkurs- und Rohstoffpreisentwicklung aus.<sup>159</sup> Es zeigt sich, dass exogene Einflüsse den Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen kurzfristig überlagern können. Der mit der Deutschen Einheit einhergehende Niveauerhöhungseffekt der Geldmenge und des realen BIP, wobei das Geld stärker wuchs als die Produktion, der hohe Auslastungsgrad der Produktionsfaktoren, die „übermäßige“ Anpassung des ostdeutschen Lohnniveaus und die expansive Fiskalpolitik der ersten gesamtdeutschen Regierung verstärkten den Preisaufrtrieb – mit Inflationsraten zwischen 3 und 5 % in den Jahren 1990 - 1994.<sup>160</sup> Mit einer kontraktiven Geldpolitik versuchte die Bundesbank dem entgegenzuwirken. Das M3-Wachstum wurde bis 1995 auf Null Prozent begrenzt, sodass die Veränderungsrate des VPI im Jahr 1996 auf 1,4 % sank. Die Wiederkehr der Preisstabilität trug zur Rezession des Jahres 1993 bei. Anschließend folgte eine Phase stärkeren Geldmengenwachstums in den Jahren 1996 – 1999, wobei das Wachstum der Geldmenge M3

---

<sup>157</sup> Vgl. Jarchow (1998), S. 250.

<sup>158</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 21.

<sup>159</sup> Vgl. ebenda.

<sup>160</sup> Vgl. ebenda, S. 24.

durch die Neudefinition der Geldmengenaggregate im Jahr 1999 nach oben verzerrt war. Die Geldmengenexpansion mündete in den Folgejahren jedoch nicht in ein Anziehen des Preisniveaus. So lag der Anstieg der Verbraucherpreise im Jahr 2000 nur bei 1,5 % (2001: 1,9 %). In Anbetracht der Abwertung der Gemeinschaftswährung und steigender Rohölpreise ist das eine mit dem Ziel der Geldwertstabilität nach Innen in Einklang stehende Entwicklung. Mögliche Ursachen für die nicht aufgetretene geldmengeninduzierte Preisdynamik sind in der Steigerung des realen Outputs, der abwertungsbedingten Zunahme der Exportnachfrage und der damit verbundenen Attraktivität der Vermögensanlagen zu sehen. Die Liquidität bewirkte ein Anziehen der Assetpreise – insbesondere der Boom der Aktienmärkte in den Jahren 1998 bis Anfang 2000. Mit steigenden Vermögensbewertungen geht jedoch die Gefahr zusätzlicher vermögensbedingter Güternachfrage einher, die in steigenden Inflationsraten enden kann. Der Rückgang der Aktienmärkte in den Jahren 2000 bis Anfang 2003 wirkte dem entgegen. Der Anstieg der Geldmenge im Jahr 2002 war maßgeblich der gestiegenen Unsicherheit bezüglich der künftigen Konjunktur- und Zinsentwicklung geschuldet. Die in M1 enthaltenen Sichteinlagen nahmen überproportional an Volumen zu. Das Aggregat M1 wuchs 2002 mit 6,1 % deutlich stärker als M3 (4,6 %). Darüber hinaus hatte die EZB Anzeichen dafür, dass das Geldmengenwachstum in der Euro-Zone nach oben verzerrt war und M3 „falsche“ Signale für die Geldpolitik der EZB lieferte – in diesem Fall ein Überzeichnen der Inflationsgefahren.<sup>161</sup> Sollte die in den letzten Jahren beobachtete divergierende Entwicklung von Geldmengen- und Preisentwicklung hinfällig werden, sind gemäß der monetaristischen Konzeption in den nächsten Jahren steigende Verbraucherpreise zu erwarten. Nicht zuletzt ist der Anstieg der langfristigen Kapitalmarktzinsen in den vergangenen Monaten der zunehmenden Inflationsgefahr geschuldet.<sup>162</sup> Aktuell wird der Geldmengen-Preis-Mechanismus noch von der Euro-Aufwertung und den anziehenden Börsenkursen überlagert. Mittelfristig wird die EZB – unter Beachtung der zeitlichen Wirkungsverzögerungen – die Zinsen erhöhen müssen, um den Inflationsgefahren rechtzeitig entgegenzuwirken.

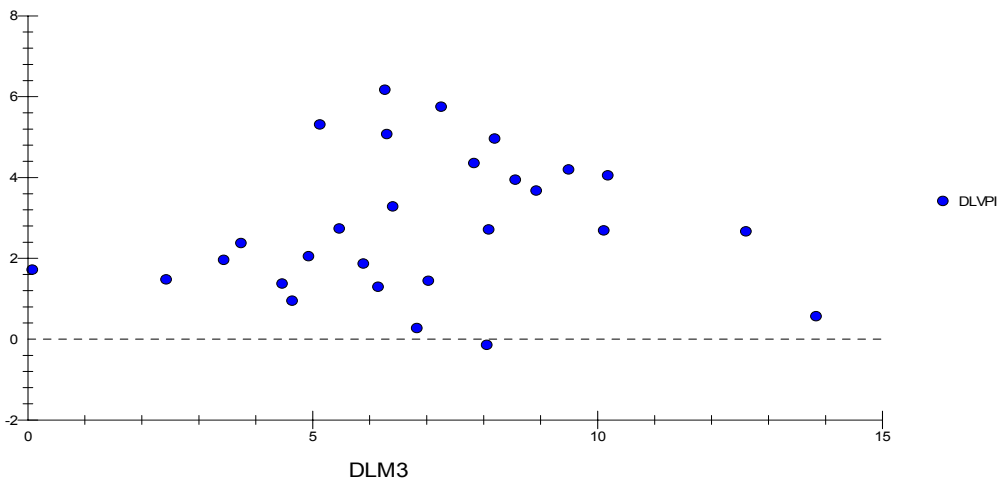
Neben der Darstellung der jährlichen Wachstumsraten im zeitlichen Ablauf können sie in einem Scatter-Diagramm gegeneinander geplottet werden. Am Beispiel der Veränderungsrate der Geldmenge M3 und des VPI ist dies in Abbildung 10 veranschaulicht.

---

<sup>161</sup> Vgl. EZB (2001b), S. 9.

<sup>162</sup> Vgl. Polleit (2003).

Abbildung 10: Scatter-Diagramm der jährlichen Wachstumsraten



Bemerkung: Jährliche Wachstumsraten des Geldmengenaggregates M3 und des Verbraucherpreisindex für den Zeitraum 1975 – 2002.

Die Mehrzahl der Punkte liegt in einem Bereich von 4 – 10 % für M3 und 2 – 6 % für den VPI. Die Ableitung einer eindeutigen linearen Beziehung zwischen den Variablen ist nicht möglich, da hohe Geldmengenwachstumsraten sowohl mit niedrigen als auch mit hohen Preissteigerungsraten einhergehen und geringe Inflationsraten mit hohen M3-Raten. Die Darstellung zeitgleicher Wertepaare von *DLM3* und *DLVPI* missachtet jedoch die dem Transmissionsmechanismus immanenten zeitlichen Wirkungsverzögerungen zwischen beiden Größen. Die Veränderungsrate der Geldmenge wirken erst mit zeitlicher Verzögerung auf die Preisentwicklung ein. Die Praktikabilität einer auf der Geldmenge aufgebauten Strategie setzt Kenntnisse bezüglich der Größenordnung der zeitlichen Wirkungsverzögerungen voraus. Auf Basis von geglätteten Vorjahresquartalswachstumsraten ermittelte die Deutsche Bundesbank für den Zeitraum 1970 – 1990 Wirkungsverzögerungen zwischen den Wachstumsraten von M3 und dem Deflator der Inlandsnachfrage von nahezu 10 Quartalen.<sup>163</sup> Aus der Abbildung 9 kann der Schluss gezogen werden, dass der Verbraucherpreisindex mit einer Verzögerung von 2 – 3 Jahren auf einen Anstieg der Geldmengenwachstumsraten reagiert. Für den BIP-Deflator gilt dies in ähnlicher Weise. Dieser Zusammenhang scheint in den letzten Jahren weniger stabil zu sein. Insbesondere in 2002 wurde die gestiegene Liquidität der Jahre 1998 – 2000 nicht voll preiswirksam. Eine mittel- bis längerfristige disparitäre Entwicklung des Wachstums beider Größen und damit die Infragestellung der Geldmenge als Indikator und Zwischenzielvariable im geldpolitischen Transmissionsprozess ist aus dem vorliegenden Datenmaterial jedoch nicht abzuleiten.

<sup>163</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 21.

Die Untersuchung des langfristigen Zusammenhangs zwischen Geldmenge und Preisen wird an dieser Stelle um die Korrelationsanalyse<sup>164</sup> erweitert. Im Folgenden wird zur Messung des Zusammenhangs der metrisch skalierten ökonomischen Variablen Geldmenge und Preisniveau der einfache lineare Korrelationskoeffizient (Korr.-Koeffizient von Bravais-Pearson) herangezogen. Der Analysezeitraum umfasst die Jahre 1974 – 2002 und basiert auf den Jahresdaten der Geldmengenaggregate M1 und M3, des VPI sowie des BIP-Deflators – in ihren Niveaus und Wachstumsraten.

Tabelle 4: Korrelationsmatrix der Niveaus

	VPI	DEF	M1	M3
VPI	1	0,99	0,94	0,96
DEF	0,99	1	0,92	0,95
M1	0,94	0,92	1	
M3	0,96	0,95	0,99	1

Tabelle 5: Korrelationsmatrix der Wachstumsraten

	$\Delta \ln VPI$	$\Delta \ln DEF$	$\Delta \ln M1$	$\Delta \ln M3$
$\Delta \ln VPI$	1	0,81	-0,12	0,13
$\Delta \ln DEF$	0,81	1	0,02	0,23
$\Delta \ln M1$	-0,12	0,02	1	0,71
$\Delta \ln M3$	0,13	0,23	0,71	1

Bemerkung:  $\Delta \ln$  - erste Differenzen der logarithmierten Reihen als Näherung der jährlichen Wachstumsraten.

Die Resultate der Tabelle 4 bestätigen den zuvor graphisch ermittelten starken gleichgerichteten langfristigen Zusammenhang zwischen den Geldmengenaggregaten und den Preisindizes. Die Korrelationskoeffizienten der Niveauvariablen liegen allesamt oberhalb von 0,9. Fällt das Augenmerk auf die jährlichen Wachstumsraten ändert sich das Bild völlig. Zwischen den jährlichen Veränderungsrate der Geldmengenaggregate und der Preisindizes besteht nur ein lockerer bzw. für M1 und dem VPI ein schwacher entgegen gerichteter Zusammenhang. Es zeigt sich, dass die Beziehung zur Geldmenge M3 (0,13 und 0,23) noch fester war als zu den Wachstumsraten von M1 (-0,12 und 0,02). Die Abkehr von der engen Beziehung bei Verwendung der jährlichen Wachstumsraten ist dem Verlust der in den Niveauvariablen enthaltenen Trendkomponente beider Größen sowie den zeitlichen Wirkungsverzögerungen geschuldet. Wie bereits in Abbildung 9 zu entnehmen war, wirken Geldmengenvariationen oberhalb des Potenzialwachstums mit einer Verzögerung von 2 – 3 Jahren auf die Preisentwicklung ein. Weiterhin ist aus Tabelle 5 zu erkennen, dass mit einem Korrelationskoeffizient von 0,81 beide Preisindizes sich kurzfristig divergent entwickeln können, d.h. sie geben unterschiedliche Preissignale wieder. Die Korrelation der jährlichen Veränderungsrate der Geldmengenaggregate untereinander reduziert sich auf eine mittelstarke gleichgerichtete Beziehung

<sup>164</sup> Diese befasst sich mit dem Grad des Zusammenhangs zwischen zwei oder mehreren Merkmalen bzw. Variablen. Als Ergebnis liefert die Korrelationsrechnung den Korrelationskoeffizienten – als Maß für die Stärke der Beziehung (Vgl. Hoffmeister (1997), S. 184).

( $r_{\Delta \ln M1, \Delta \ln M3} = 0,71$ ), jedoch verzerrt durch die Neuabgrenzung der Geldmengenaggregate mit Beginn der EWU. Als Nächstes wird untersucht, inwieweit die Ergebnisse mit der Hinwendung zur mittleren Frist variieren. Hierzu werden Zwei- bzw. Vierjahresdurchschnitte der jährlichen Wachstumsraten gebildet und anschließend die Korrelationsmatrizen berechnet.

Tabelle 6: Korrelationsmatrix der 2-Jahres-  
durchschnitte der Wachstumsraten

	$\Delta \ln \bar{2} VPI$	$\Delta \ln \bar{2} DEF$	$\Delta \ln \bar{2} M1$	$\Delta \ln \bar{2} M3$
$\Delta \ln \bar{2} VPI$	1	0,89	-0,05	0,39
$\Delta \ln \bar{2} DEF$	0,89	1	0,05	0,42
$\Delta \ln \bar{2} M1$	-0,05	0,05	1	0,66
$\Delta \ln \bar{2} M3$	0,39	0,42	0,66	1

Tabelle 7: Korrelationsmatrix der 4-Jahres-  
durchschnitte der Wachstumsraten

	$\Delta \ln \bar{4} VPI$	$\Delta \ln \bar{4} DEF$	$\Delta \ln \bar{4} M1$	$\Delta \ln \bar{4} M3$
$\Delta \ln \bar{4} VPI$	1	0,94	-0,06	0,56
$\Delta \ln \bar{4} DEF$	0,94	1	0,08	0,62
$\Delta \ln \bar{4} M1$	-0,06	0,08	1	0,68
$\Delta \ln \bar{4} M3$	0,56	0,62	0,68	1

Bemerkung:  $\Delta \ln \bar{2}$  bzw.  $\Delta \ln \bar{4}$  als Zwei- bzw. Vierjahresdurchschnitte der jährlichen Wachstumsraten, d.h. das einfache arithmetische Mittel aus jeweils zwei bzw. vier Jahreswerten ergibt den neuen Durchschnittswert.

Die Korrelationskoeffizienten der Zwei- und Vierjahresdurchschnitte weisen deutlich höhere Werte auf, d.h. der Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung bei Hinwendung zu einer mittleren Sichtweise verfestigt sich. Während zwischen den beiden Preisindizes und der Geldmenge M3 ein mittlerer linearer gleichgerichteter Zusammenhang besteht, muss die Korrelation der Durchschnittswerte der jährlichen Veränderungsrate der Geldmenge M1 zur mittelfristigen Preisentwicklung verneint werden. Mit Werten des Korrelationskoeffizienten um Null ist kein signifikant positiver wie negativer Zusammenhang festzustellen. Zumindest für M3 konnten durch die Durchschnittsbildung der jährlichen Veränderungsrate die zeitlichen Wirkungsverzögerungen zum Teil beseitigt werden. Die divergente Entwicklung von M1 und M3 lässt sich auch an dem gesunkenen Korrelationskoeffizienten untereinander ablesen – von 0,71 für die jährlichen Wachstumsraten auf 0,66 bzw. 0,68 für die Zwei- und Vierjahresdurchschnittswerte. Die höchste Korrelation (den stärksten gleichgerichteten Zusammenhang) sowohl für die Zwei- als auch für die Vierjahresdurchschnitte ist im Zeitraum 1975 – 2002 zwischen dem Geldmengenaggregat M3 und dem Deflator des Bruttoinlandsproduktes zu beobachten. Breiter definierte Geldmengenaggregate scheinen eine stabilere mittelfristige Beziehung zur Preisentwicklung aufzuweisen und sollten im Zuge einer Geldmengensteuerung den enger definierten vorgezogen werden.

Die Regressionsanalyse repräsentiert eine weitere Methode zur Messung des Zusammenhangs zwischen Geldmenge und Preisen. Mit ihrer Hilfe können Art, Form und Verlauf der Bezie-

hung<sup>165</sup> ermittelt werden – in diesem Fall ein einfaches lineares Regressionsmodell mit den logarithmierten Jahresdaten des VPI und des Deflators als abhängige Variablen und den beiden Geldmengenaggregaten M1 und M3 als Regressoren sowie anschließend deren erste Differenzen. Die Regressionsgleichungen wurden mittels der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Die Ergebnisse der natürlichen Logarithmen sind in Tabelle 8 zusammengefasst:

Tabelle 8: Regressionsschätzungen der natürlichen Logarithmen

Regressand	Regressoren	R <sup>2</sup>
ln <i>VPI</i>	2,53 + 0,35 ln <i>M1</i> (29,82) (22,32)	0,95
ln <i>VPI</i>	1,89 + 0,39 ln <i>M3</i> (23,55) (31,88)	0,97
ln <i>DEF</i>	2,56 + 0,34 ln <i>M1</i> (29,78) (21,23)	0,94
ln <i>DEF</i>	1,94 + 0,38 ln <i>M3</i> (23,56) (29,75)	0,97

Tabelle 9: Regressionsschätzungen der Wachstumsraten

Regressand	Regressoren	R <sup>2</sup>
$\Delta$ ln <i>VPI</i>	3,26 - 0,06 $\Delta$ ln <i>M1</i> (4,02) (-0,61)	0,01
$\Delta$ ln <i>VPI</i>	2,29 + 0,07 $\Delta$ ln <i>M3</i> (2,71) (0,65)	0,02
$\Delta$ ln <i>DEF</i>	2,56 + 0,01 $\Delta$ ln <i>M1</i> (3,66) (0,12)	0,00
$\Delta$ ln <i>DEF</i>	1,84 + 0,12 $\Delta$ ln <i>M3</i> (2,58) (1,22)	0,05

Bemerkung: OLS-Schätzung inklusive einer Konstanten. Unter den geschätzten Koeffizienten sind die dazugehörigen t-Werte abgebildet. R<sup>2</sup> bezeichnet das Bestimmtheitsmaß. Wachstumsraten in Prozent. Diese wurden aus den ersten Differenzen ( $\Delta$ ln), multipliziert mit dem Faktor 100 gewonnen.

Sämtliche Koeffizienten der logarithmierten Daten weisen positive und zugleich hoch signifikante Schätzwerte auf. Die Geldmenge übt auf die lange Frist Einfluss auf die Preisentwicklung aus; M3 wirkt jedoch stärker und stabiler auf die natürlichen Logarithmen der beiden Preisindizes ein. Werte des Bestimmtheitsmaßes zwischen 0,95 und 0,97 runden das Bild ab. Einschränkend ist zu vermerken, dass in Anlehnung an Abbildung 8 alle beteiligten Variablen sich durch ein starkes Trendwachstum auszeichnen und somit nichtstationär sind. Folglich ist die OLS-Schätzmethode nur mit Einschränkung anwendbar. Die Problematik der Scheinregression tritt auf. In Anbetracht dessen werden die ersten Differenzen der in Tabelle 8 aufgeführten Größen als näherungsweise Wachstumsraten erneut regressiert. Die geschätzten Koeffizienten sind sowohl für M1 als auch für M3 auf dem 5 %-Signifikanzniveau nicht von Null verschieden. Ohne die in den Niveauvariablen enthaltenen Langfristinformationen üben die Wachstumsraten der beiden Geldmengenaggregate keinen signifikanten Einfluss auf die Veränderungsraten des VPI und des BIP-Deflators aus. Die kurzfristige Preisdynamik kann nicht

<sup>165</sup> Vgl. Hoffmeister (1997), S. 175.

durch die zeitgleichen jährlichen Veränderungsraten der Geldmenge erklärt werden. Werden hingegen verzögerte Wachstumsraten auf die jährlichen Inflationsraten regressiert, ergibt sich ein anderes Bild. Für die Geldmenge M3 erhalten wir folgende Resultate:

Tabelle 10: Regressionsschätzungen der verzögerten M3-Wachstumsraten

Regressand	Regressoren	R <sup>2</sup>
$\Delta \ln VPI$	1,49 + 0,17 $\Delta \ln M3_{t-1}$ (1,86) (1,63)	0,10
$\Delta \ln DEF$	1,73 + 0,12 $\Delta \ln M3_{t-1}$ (2,50) (1,16)	0,05
$\Delta \ln VPI$	0,96 + 0,24 $\Delta \ln M3_{t-2}$ (1,19) (2,36)	0,18
$\Delta \ln DEF$	1,10 + 0,20 $\Delta \ln M3_{t-2}$ (1,60) (2,19)	0,17
$\Delta \ln VPI$	0,95 + 0,23 $\Delta \ln M3_{t-3}$ (1,07) (1,98)	0,15
$\Delta \ln DEF$	1,43 + 0,14 $\Delta \ln M3_{t-3}$ (1,82) (1,39)	0,08

Die ein und drei Jahre verzögerten Wachstumsraten des Geldmengenaggregates M3 üben auf dem 5 %-Niveau nur in einem Fall ( $\Delta \ln VPI$  und  $\Delta \ln M3_{t-3}$ ) einen von Null verschiedenen Einfluss aus. Demgegenüber wirken die um zwei Jahre verzögerten M3-Wachstumsraten signifikant auf die Veränderungsraten des VPI und des BIP-Deflators ein. Es zeigt sich, dass auf kurze Sicht die Geldmenge M3 den stabilsten Zusammenhang zum VPI aufwies. Die Resultate der graphischen Analyse bezüglich der zeitlichen Wirkungsverzögerungen wurden durch die Regressionsschätzungen bestätigt. Das Preisniveau reagiert mit zwei- bis dreijähriger Verzögerung auf die Geldmengenentwicklung. Die an dieser Stelle durchgeführten Regressionsschätzungen der Niveauvariablen und deren Wachstumsraten werden im Rahmen der Kointegrationsanalyse in Kapitel 4.2 in Anlehnung an den P\*-Ansatz in Form eines Fehlerkorrekturmodells zusammengefasst.

Die Regressions- und Korrelationsanalyse zeigen den formalen Zusammenhang zwischen der Geldmengen- und Preisentwicklung auf. Die kausale Beziehung beider Größen gründet auf der Quantitätstheorie des Geldes und besagt, dass die Geldmenge mit Verzögerung auf das Preisniveau einwirkt. Inwieweit dies gerechtfertigt ist, wird mittels des Granger-Kausalitätstest überprüft. Allgemein besteht Granger-Kausalität dann, wenn verzögerte Werte einer Variab-



len helfen, die aktuellen Werte einer anderen Variable vorherzusagen.<sup>166</sup> Den Ausgangspunkt bildet ein bivariater stationärer VAR(p)-Prozess bestehend aus den Wachstumsraten der Geldmengenaggregate und den beiden Preisindizes. Die Veränderungsrate der Geldmenge sind granger kausal zu den Inflationsraten, wenn Letztere effizienter vorhergesagt werden können, sofern verzögerte Geldmengenwachstumsraten mit berücksichtigt werden. Gilt dies auch in umgekehrter Richtung, liegt ein Feedback-System vor.<sup>167</sup> Die Nullhypothese der Nicht-Granger-Kausalität kann gegen die Alternativhypothese der Granger-Kausalität u. a. mit dem Log-Likelihood-Quotiententest (LR-Test) getestet werden. Granger-Kausalität wird abgelehnt, wenn alle verzögerten Werte zusammen keinen Einfluss entfalten. Die geschätzten Koeffizienten unterscheiden sich dann nicht signifikant von Null und werden aus dem VAR-System eliminiert.<sup>168</sup> In Anlehnung an Hafer (2001) wurde folgende Vorgehensweise gewählt:<sup>169</sup> Im ersten Schritt muss der zugrunde liegende VAR(p)-Prozess zum Beispiel mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden. Auf Grund der bisherigen Schätzergebnisse wird eine Laglänge von zwei Perioden (Jahren) gewählt. Die Ergebnisse der Schätzungen der VAR(2)-Modelle sind in Anhang B aufgelistet. Zusammenfassend zeigte sich, dass die Geldmengenraten weit schlechter erklärt wurden als die Inflationsraten. Kein Koeffizient der verzögerten Preisänderungsrate war auf dem 5 %-Niveau in den Geldmengenerklärungsgleichungen signifikant von Null verschieden. Hingegen wirkten die vergangenen Inflationsraten auf die aktuelle Preisentwicklung ein. Auf diese Erkenntnis wird im Zuge der Schätzung der P\*-Fehlerkorrekturmodelle zurückgegriffen. Eine autoregressive Tendenz des Geldmengenwachstums konnte, bis auf eine Ausnahme ( $\Delta \ln MI_t$  von  $\Delta \ln MI_{t-1}$ ), nicht nachgewiesen werden. Die um ein Jahr verzögerten Geldmengenwachstumsraten von M1 und M3 wirken auf die Veränderungsrate des VPI ein. Darüber hinaus beeinflusst das zwei Jahre zurückliegende M3-Wachstum die aktuelle Rate des Deflators. Basierend auf den VAR(2)-Regressionen werden die jährlichen Geldmengenwachstumsraten mit den Veränderungsrate der Preisindizes paarweise auf Granger-Kausalität untersucht. Die Resultate sind in Tabelle 11 dargelegt:

---

<sup>166</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 362.

<sup>167</sup> Vgl. ebenda.

<sup>168</sup> Vgl. ebenda, S. 363.

<sup>169</sup> Vgl. Hafer (2001), S. 24.

Tabelle 11: Resultate der paarweisen Granger-Kausalitätsuntersuchung

Paar	endogene V.	exogene V.	LR-Testvariable	Kausalität
1	$\Delta \ln MI_t$	$\Delta \ln VPI_{t-i}$	1,92 [0.38]	VPI nicht granger kausal M1
	$\Delta \ln VPI_t$	$\Delta \ln MI_{t-i}$	1,45 [0.003]	M1 granger kausal VPI
2	$\Delta \ln MI_t$	$\Delta \ln DEF_{t-i}$	2,67 [0.26]	DEF nicht granger kausal M1
	$\Delta \ln DEF_t$	$\Delta \ln MI_{t-i}$	4,41 [0.11]	M1 nicht granger kausal DEF
3	$\Delta \ln M3_t$	$\Delta \ln VPI_{t-i}$	1,23 [0.54]	VPI nicht granger kausal M3
	$\Delta \ln VPI_t$	$\Delta \ln M3_{t-i}$	11,94 [0.03]	M3 granger kausal VPI
4	$\Delta \ln M3_t$	$\Delta \ln DEF_{t-i}$	3,52 [0.17]	DEF nicht granger kausal M3
	$\Delta \ln DEF_t$	$\Delta \ln M3_{t-i}$	6,19 [0.045]	M3 granger kausal DEF

Bemerkung: In eckigen Klammern steht der Wert des niedrigmöglichen Signifikanzniveaus, das noch zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen würde.

Die in Tabelle 11 aufgelisteten Resultate bestätigen die formale Kausalität zwischen Geldmenge und Preisen. Während in drei von vier Fällen mindestens ein Koeffizient der um bis zu zwei Jahre zurückliegenden Geldmengenwachstumsraten auf dem 5 %-Niveau einen kausalen Einfluss auf die Veränderungsrate der Preisindizes ausübte, kann in umgekehrter Richtung die Nicht-Granger-Kausalität nicht abgelehnt werden. Ein kausaler Einfluss der vergangenen Inflationsraten auf das aktuelle Geldmengenwachstum muss auf Grundlage des verwandten Datenmaterials verneint werden. Somit ließen sich auch Feedback-Kausalitäten nicht nachweisen. Es zeigte sich, dass die Kausalität der Veränderungsrate der Geldmenge M3 im Vergleich zu denen des Aggregates M1 auf die Preisänderungsrate eindeutiger war. Die engste Beziehung bestand zwischen M3 und dem VPI. Die Kausalitätsuntersuchung ergab, dass im Beobachtungszeitraum 1975 – 2002 die um bis zu zwei Jahre zurückliegenden Geldmengenwachstumsraten kausal zur aktuellen Inflationsentwicklung waren. Einschränkend muss darauf hingewiesen werden, dass frühere Untersuchungen zu recht widersprüchlichen Ergebnis-

sen gelangen.<sup>170</sup> Zudem kann eine Verbreiterung der Informationsbasis, d.h. die Aufnahme weiterer Variablen, die ermittelten Kausalitätsbeziehungen verwerfen.<sup>171</sup>

Als Letztes wird der langfristige Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung an Hand der Abbildung der Quantitätsgleichung mittels der durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten dargestellt. Bei dieser Vorgehensweise werden mittelfristige Schwankungen und zeitliche Wirkungsverzögerungen eliminiert. Auf Basis der jährlichen Veränderungsdaten der Geldmengen M1 und M3, des VPI, des Deflators und des realen BIP wurden für den Zeitraum 1975 – 2002 folgende Durchschnittswerte errechnet:

Tabelle 12: Durchschnitte der jährlichen Wachstumsraten in %

Paar	$\overline{\Delta \ln M}$	$\overline{\Delta \ln P}$	$\overline{\Delta \ln Y}$
M1 und VPI	7,7	2,8	2,4
M1 und DEF	7,7	2,6	2,4
M3 und VPI	6,9	2,8	2,4
M3 und DEF	6,9	2,6	2,4

Bemerkung: Die Durchschnittswerte der betreffenden Variablen in % für den Zeitraum 1975 – 2002 wurden mit Hilfe des einfachen arithmetischen Mittels gewonnen.

Die linke Seite der Quantitätsgleichung, repräsentiert durch die durchschnittliche Wachstumsrate der Geldmenge (unter Vernachlässigung der nicht direkt beobachtbaren Umlaufgeschwindigkeit des Geldes), weist für M1 den Wert 7,7 % und für M3 6,9 % auf. Dem stehen auf der rechten Seite ein Durchschnittswert des realen Wirtschaftswachstums von 2,4 % und 2,8 % für den VPI sowie 2,6 % für den BIP-Deflator gegenüber. Die Durchschnittswerte der jährlichen Wachstumsraten auf der rechten Seite betragen zusammen 5,0 (Deflator) und 5,2 (VPI). Die Differenz zur Geldmenge M1 liegt bei 2,7 (Deflator) bzw. 2,5 (VPI) Prozentpunkten und zur Geldmenge M3 bei 2,1 (Deflator) bzw. 1,9 (VPI). Der Abstand zum Durchschnittswert der Geldmenge M1 ist größer als der zur Geldmenge M3, d.h. entsprechend der Quantitätsgleichung muss die Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M1 stärker Sinken als die des Aggregats M3. Damit werden unsere bisherigen Ergebnisse bestätigt, dass die breiter gefasste Geldmenge M3 eine stabilere Beziehung zur Preisentwicklung aufweist. Allerdings gilt zu beachten, dass die Durchschnittswerte der jährlichen Wachstumsraten durch zwei Ereignisse verzerrt wurden: zum einen durch die Deutsche Einheit (1990) und zum anderen durch die Europäischen Währungsunion (1999). Beide exogenen Schocks wirkten insbeson-

<sup>170</sup> Vgl. Schöler (1989), S. 287f.

<sup>171</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 363.

dere auf die Wachstumsraten der Geldmengenaggregate in den betreffenden Jahren und vergrößerten die Wachstumsratendifferenz. Angesichts der Ausreißerempfindlichkeit des arithmetischen Mittels ist das ein nicht zu vernachlässigender Faktor.

Es bleibt festzuhalten, dass Geldmengenwachstumsraten oberhalb des Potenzialwachstums unter Berücksichtigung des Trendverlaufs der Umlaufgeschwindigkeit auf lange Sicht in steigenden Inflationsraten münden. Inflation ist langfristig ein monetäres Phänomen. In Anbetracht der in Kapitel 4.1 erhaltenen Resultate sollte der Geldmenge M3 im Zuge einer Geldmengenstrategie Vorrang vor M1 gegeben werden. Der Preisindex, der langfristig die stabilste Beziehung zu M3 aufwies, war der VPI. Die getroffene Feststellung geht einher mit der geldpolitischen Praxis der EZB sowie der ehemaligen Geldmengenstrategie der Deutschen Bundesbank.

## **4.2 Kurzfristiger Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen**

Hinter der Überschrift „Kurzfristiger Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen“ verbirgt sich die Analyse beider Größen auf Kointegration, d.h. eine tendenzielle Übereinstimmung im lang- und kurzfristigen Verhalten. Im Gegensatz zum Kapitel 4.1 wird jedoch nicht direkt die Geldmenge in die Untersuchungen einbezogen, sondern das aus der Geldmenge abgeleitete Gleichgewichtspreisniveau  $P^*$ . In den folgenden Abschnitten werden die Ergebnisse einiger ausgewählter  $P^*$ -Modelle präsentiert. Dem folgen eigene Untersuchungen für die Bundesrepublik auf Basis von Quartalsdaten. Den möglichen Herleitungsformen der Preislücke folgt in Kapitel 4.2.3 die visuelle Darstellung der Preislücke im Vergleich zur Preisentwicklung. Bevor die  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle für die beiden Geldmengenaggregate und Preisindizes geschätzt werden, müssen die erforderlichen Integrations- und Kointegrationstests durchgeführt werden. Die Analyse endet dann mit der Beurteilung der ex post-Prognosegüte „optimaler“  $P^*$ -Modelle sowie einer ex ante-Prognose der Vorquartalsinflationsrate des 4. Quartals 2003.

### **4.2.1 Ausgewählte empirische Ergebnisse**

Der kurzfristige Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung, ausgedrückt durch den  $P^*$ -Ansatz, fand in den 90er Jahren weite Verbreitung. Beginnend mit den Ausführungen von Hallman et al. (1989,1991) wurde das Preislückenmodell auf zahlreiche Länder, Geldmengenaggregate und Preisindizes übertragen. Überdies ging mit den Arbeiten in der Folgezeit eine Ausweitung der methodischen Basis einher.

Hallman et al. (1991) bildeten durch ihr Preislückenmodell den Zusammenhang zwischen dem M2-Geldmengenwachstum und der Preisentwicklung gemäß der Entwicklung des Deflators des US-Bruttoinlandsprodukts für die Vereinigten Staaten im Zeitraum 1955 bis 1988 ab.<sup>172</sup> Zur Bestimmung des Gleichgewichtspreisniveaus und entsprechend der Gleichung (11) der Preislücke verwandten sie eine Schätzung des US-Produktionspotenzials für  $Y^*$  und für  $V^*$  den Durchschnitt der Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M2 als Konstante. Die Preislücke wurde aus den logarithmierten Daten von  $P$  und  $P^*$  kalkuliert und als Korrekturterm in ihr ECM eingesetzt:<sup>173</sup>

$$(34) \quad \Delta\pi_t = \gamma(p_{t-1} - p_{t-1}^*) + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta\pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

Neben der Preislücke als Fehlerkorrekturterm wurden verzögerte endogene Variablen integriert. Auf die Hereinnahme des Gleichgewichtspreisniveaus wurde verzichtet. Da  $P$  und  $P^*$  integriert zweiter Ordnung waren I(2), untersuchten Hallman et al. nicht der Einfluss der Preislücke auf die Inflationsrate, sondern auf ihre ersten Differenzen  $(\Delta\pi_t)$ <sup>174</sup>, d.h. wie die um ein Quartal verzögerte Preislücke und die um bis zu vier Quartale zurückliegenden ersten Differenzen der Inflationsraten auf den aktuellen Wert einwirken. Mit der Methode der kleinsten Quadrate schätzten sie folgende Koeffizienten (t-Werte in Klammern):<sup>175</sup>

$$\hat{\gamma} = -0,148 \quad (4,4)$$

$$\hat{\beta}_1 = -0,667 \quad (8,0)$$

$$\hat{\beta}_2 = -0,463 \quad (4,9)$$

$$\hat{\beta}_3 = -0,338 \quad (3,6)$$

$$\hat{\beta}_4 = -0,124 \quad (1,6)$$

Der geschätzte Koeffizient des Preislückenterms weist, wie gewünscht, ein negatives Vorzeichen auf und überzeugt durch seine hohe Signifikanz. Eine positive Preislücke im Vorquartal übt einen Zuwachsraten dämpfenden Effekt aus. Das Gleiche gilt für die verzögerten Veränderungen der Inflationsraten, die mit Ausnahme des 4. geschätzten Koeffizienten auf dem 5 %-Niveau signifikant waren. Ein exponentielles Inflationsratenwachstum wird damit ausgeschlossen. Neben der allgemeinen Form wurde in Anlehnung an Gleichung (27) eine weitere Schätzung durchgeführt, bei der der separate Einfluss der Outputlücke und der Umlaufgeschwindigkeitslücke auf die Preisentwicklung untersucht wurde:<sup>176</sup>

$$(35) \quad \Delta\pi_t = \gamma_1 (v_{t-1} - v_{t-1}^*) + \gamma_2 (y_{t-1}^* - y_{t-1}) + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta\pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

<sup>172</sup> Vgl. Hallman et al. (1991), S. 841ff.

<sup>173</sup> Vgl. ebenda, S. 848.

<sup>174</sup>  $\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1} = \Delta p_t - \Delta p_{t-1} = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) - (\ln P_{t-1} - \ln P_{t-2})$

<sup>175</sup> Vgl. Hallmen et al. (1991), S. 847.

<sup>176</sup> Vgl. ebenda, S. 848f.

Als Ergebnis erhielten sie:  $\hat{\gamma}_1 = -0,102 (2,1)$  und  $\hat{\gamma}_2 = -0,182 (3,8)$ . Sowohl eine positive Outputlücke wie auch eine positive Umlaufgeschwindigkeitslücke verfügen über einen dämpfenden Effekt auf die zukünftige Preisentwicklung. Es zeigte sich, dass der Einfluss der Outputlücke stärker und zugleich stabiler war. Der Ansatz von Hallman et al. sah sich in den folgenden Punkten der Kritik ausgesetzt:<sup>177</sup> Bofinger et al. verweisen auf die konzeptionelle Schwäche, dass im Rahmen einer komparativ-statischen Analyse das Preislückenmodell herangezogen wird, um Veränderungen der Inflationsrate zu schätzen. Sie führen dazu aus: „Um die erste Ableitung der Inflationsrate zu schätzen, wäre es erforderlich gewesen, eine dynamische Analyse anzustellen, bei der die ‚Preislücke‘ durch eine ‚Inflationsratenlücke‘ substituiert werden müsste.“<sup>178</sup> Zweitens führen sie die Annahme einer konstanten Umlaufgeschwindigkeit des Geldes an, die in der Realität erheblich von ihrem Durchschnittswert abweichen kann. Drittens wird der geringe Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes (0,317) benannt, der Bofinger et al. zum Schluss kommen lässt, dass weitere Faktoren, die die kurzfristige Preisentwicklung beeinflussen, in das Modell aufgenommen werden müssten. Trotz der Kritikpunkte verfügt der Ansatz über eine hohe theoretische Fundierung und wurde empirisch vielfach bestätigt. In den folgenden P\*-Modellen wurden die Kritikpunkte zum Teil aufgegriffen. Basierend auf den Regressionsresiduen einer langfristigen realen Geldnachfragefunktion untersuchten Issing und Tödter (1995) den Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen im wiedervereinigten Deutschland. Als Geldmengenaggregat, das den stabilsten Zusammenhang zur Preisentwicklung garantiert, wählten sie die breiter gefasste Geldmenge M3. Der Deflator der Inlandsnachfrage bildet die Preisentwicklung ab. Das reale Bruttoinlandsprodukt und Schätzungen des gesamtdeutschen Produktionspotenzials komplettieren die Datenbasis (Quartalsdaten). In einem ersten Schritt schätzten sie die Geldnachfragefunktion für den Zeitraum 1Q1975 – 2Q1993 und erhielten für die Einkommenselastizität der Geldnachfrage 1,43.<sup>179</sup> Zur Ableitung der Preislücke wichen sie vom Ansatz von Tödter und Reimers ab, indem sie in einem Zwischenschritt das Gleichgewichtspreisniveau aus den geschätzten Koeffizienten der realen langfristigen Geldnachfragefunktion, unter Berücksichtigung der Korrektur der gesamtdeutschen Geldmenge und des Produktionspotenzials infolge der Wiedervereinigung, berechneten. Anschließend wurden die logarithmierten Werte des aktuellen Preisniveaus von der Reihe des Gleichgewichtspreisniveaus abgezogen und als umgekehrte Preislücke in folgendes Fehlerkorrekturmodell eingefügt:<sup>180</sup>

<sup>177</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 585.

<sup>178</sup> Vgl. ebenda.

<sup>179</sup> Vgl. Issing/Tödter(1995), S. 106f.

<sup>180</sup> Vgl. ebenda, S. 110.

$$(36) \quad \Delta_4 p_t = \alpha \Delta_4 p_t^* + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta_4 p_{t-i} + \gamma (p_{t-4}^* - p_{t-4}) + \delta \Delta_4 pim_t + \varepsilon_t$$

Im Unterschied zu Hallman et al. bilden die Wachstumsraten den short-run. Dieses Vorgehen entspricht der komparativ-statischen Form des Preislückenmodells, wobei nicht die Wachstumsraten zum Vorquartal, sondern zum Vorjahresquartal einbezogen werden.<sup>181</sup> Dies gilt auch für die Preislücke. Überdies werden die Vorjahresquartalswachstumsraten des Gleichgewichtspreisniveaus als Regressor in die Gleichung (36) aufgenommen. Die verzögerten Inflationsraten beschreiben die Eigendynamik des Inflationsprozesses. Bevor das Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden konnte, mussten die beteiligten Variablen auf Stationarität untersucht werden. Die Schätzergebnisse für den Zeitraum 1Q1976 – 2Q1993:<sup>182</sup>

$$\hat{\alpha} = 0,076 \quad (4,21)$$

$$\hat{\beta}_1 = 0,617 \quad (5,48)$$

$$\hat{\beta}_2 = 0,231 \quad (2,21)$$

$$\hat{\gamma} = 0,076 \quad (4,21)$$

$$\hat{\delta} = 0,064 \quad (4,08)$$

Sämtliche geschätzte Koeffizienten sind auf dem 5 %-Niveau von Null verschieden und verfügen über positive Vorzeichen. Der positive Koeffizient des Fehlerkorrekturterms ist dem Umstand der umgekehrten Definition der Preislücke geschuldet. Mit 0,076 weist er einen geringen Koeffizientenwert auf. Die geschätzten Koeffizienten der verzögerten Inflationsraten sind ebenso positiv, da der Einfluss der vergangenen Inflationsraten und nicht die Veränderung der Wachstumsraten untersucht wurde. In Anbetracht der hohen Eigendynamik (Koeffizientensumme 0,848) passen sich die Preise nur langsam an die Gleichgewichtsbeziehung an. Ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 97,3 % und die Abwesenheit von Autokorrelation erster Ordnung der Residuen komplettieren die Güte des Fehlerkorrekturmodells von Issing und Tödter. Auch die Hereinnahme der Einfuhrpreise erwies sich als Gewinn. Dabei ist zu beachten, dass die neu hinzugezogenen Variablen dem Trend des Preisniveaus folgen, d.h. sie müssen mit dem selben Grad integriert sein. Im Fehlerkorrekturmodell dürfen nur noch stationäre Variablen enthalten sein. Neben den Importpreisen können eine Reihe weiterer Inflationsindikatoren aufgenommen werden. Unter anderem fügten Scheide und Trabandt (2000) die nominalen Wechselkurse, die Rohölpreise, einen Rohstoffpreisindex sowie einen Arbeitskostenindex erfolgreich in ihr Fehlerkorrekturmodell für die Euro-Zone ein.<sup>183</sup>

<sup>181</sup>  $\Delta_4 p_t = p_t - p_{t-4} = \ln P_t - \ln P_{t-4}$

<sup>182</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 113.

<sup>183</sup> Vgl. Scheide/Trabandt (2000), S. 11.

## 4.2.2 Bestimmung der Preislücken

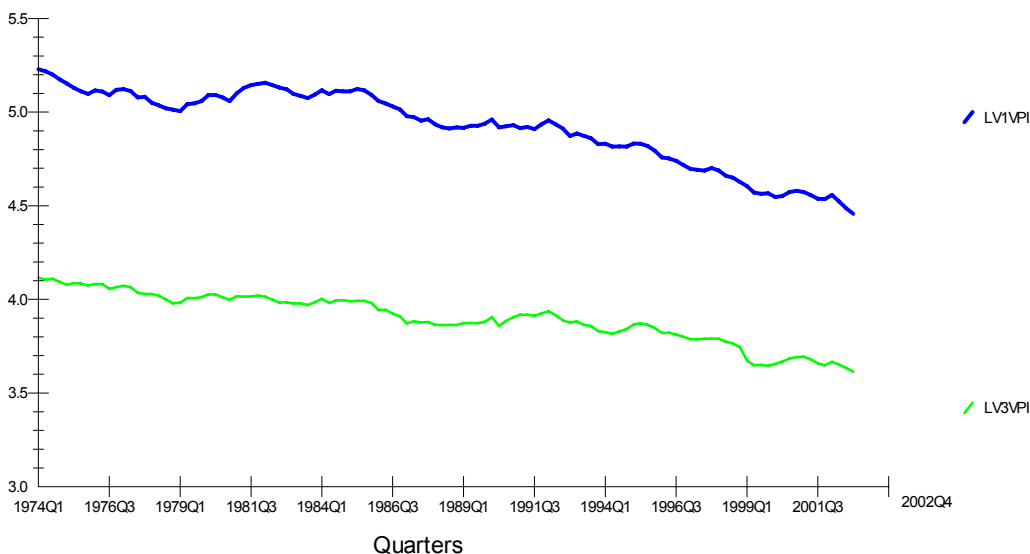
Wie bereits in Kapitel 2.6.2 ausgeführt, kann die Bestimmung der Preislücke prinzipiell auf zwei Wegen erfolgen: zum einen durch die Ableitung gleichgewichtiger Werte für den realen Output und die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes und zum anderen über die Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion. Im Folgenden werden für den Zeitraum 1Q1974 – 4Q2002 in Abhängigkeit der Geldmengenaggregate M1 und M3 sowie der beiden Preisindizes VPI und Deflator Preislücken für beide Kalkulationswege ermittelt und miteinander verglichen.

Die erste Variante setzt das Vorhandensein von Werten für die nicht direkt beobachtbare Umlaufgeschwindigkeit des Geldes voraus. Diese werden aus folgender Beziehung gewonnen:

$$(37) \quad v_{ij} = p_i + y - m_j \quad i, j = 1, 2$$

Die natürlichen Logarithmen unserer Ausgangsdaten ergeben in Abhängigkeit der zwei Geldmengenaggregate und Preisindizes vier verschiedene Reihen für  $v$ .

Abbildung 11: VPI-Umlaufgeschwindigkeit in Abhängigkeit von M1 und M3



Wie aus Abbildung 11 zu erkennen ist, weist die Umlaufgeschwindigkeit einen fallenden Trendverlauf auf. Im Vergleich zu M3 zeichnet sich die M1-VPI-Umlaufgeschwindigkeit – abgesehen vom Beginn der EWU (1999) – durch eine volatilere Entwicklung aus. Im nächsten Schritt werden die logarithmierten Quartalsdaten des realen BIP und der Umlaufgeschwindigkeit mittels des Hodrick-Prescott-Filter ( $\lambda=1600$ ) in gleichgewichtige Reihen transformiert. Anschließend wird gemäß der langfristigen Quantitätsgleichung (9) in Logarithmen das Gleichgewichtspreisniveau  $p^*$  berechnet. Die gewonnenen Reihen für  $p^*$  müssen dann



vom jeweiligen logarithmierten Preisindex subtrahiert werden und wir erhalten vier Preislücken ( $p - p^*$ ) in Abhängigkeit von den beiden Geldaggregaten und Preisindizes. Die in Anhang C abgebildeten Preislücken des VPI unterscheiden sich nur geringfügig von denen des Deflators – für das gleiche Geldmengenaggregat. Hingegen verzeichnen Preislücken auf Basis von M1 im Vergleich zu M3 Ende der 70er, Anfang der 80er und Mitte der 90er Jahre unterschiedlich starke negative wie positive Ausschläge – zeigen aber in die gleiche Richtung.

Die Residuen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion bilden, entsprechend der Gleichung (32), die Preislücke mit umgekehrtem Vorzeichen ab. Abweichungen der Geldnachfrage vom langfristigen Entwicklungspfad signalisieren Gefahr für die kurz- bis mittelfristige Preisentwicklung. Bevor die Schätzung der Geldnachfragefunktion erfolgt, muss kurz auf das Identifikationsproblem eingegangen werden.<sup>184</sup> Die Geldnachfrage ist nicht direkt beobachtbar. Demzufolge wird eine Größe benötigt, die in enger Beziehung zur Geldnachfrage steht. Die Geldmenge als messbare Variable ist Ergebnis des Zusammenspiels zwischen Geldangebot und Geldnachfrage. Unter den Annahmen des Gleichgewichts auf dem Geldmarkt, der Stabilität der Geldnachfrage sowie der Unabhängigkeit der Determinanten der Geldnachfrage- und Geldangebotsfunktion gehen Bewegungen auf dem Geldmarkt auf das Geldangebot zurück.<sup>185</sup> Folglich kann die Geldmenge zur Abbildung der Geldnachfrage herangezogen werden. Nach dem Identifikationsproblem muss die langfristige reale Geldnachfragefunktion spezifiziert werden. Der Schätzgleichung liegt ein log-linearer Zusammenhang mit folgenden Variablen zugrunde:

$$(38) \quad (m_t - p_t) = a + b y_t^* + u_t \quad \text{mit } \hat{u}_t = p_t^* - p_t$$

mit der langfristigen realen Geldnachfrage ( $m_t - p_t$ ) als Regressand und dem gleichgewichtigen realen Output und einem absolutem Glied als Regressoren. Zudem eine Störvariable  $u_t$ , hinter der sich die Preislücke mit umgekehrtem Vorzeichen verbirgt. Auf die Integration einer Opportunitätskostenvariable der Geldhaltung wurde in Anlehnung an Tödter und Reimers verzichtet.<sup>186</sup> Damit wird unterstellt, dass das Transaktionsmotiv bestimmender Faktor der Geldnachfrage ist. Die reale Geldnachfrage wird aus der Subtraktion des jeweiligen Preisindex vom jeweiligen Geldmengenaggregat gewonnen. Der gleichgewichtige reale Output entstammt der Anwendung des HP-Filters auf die Reihe des realen BIP. Unter Verwendung einer Dummy-Variable (*DEWU*) für die Europäische Währungsunion, die ab dem 1. Quartal 1999 den Wert Eins annimmt, erfolgt die Schätzung für den Zeitraum 1Q1974 – 4Q2002:

<sup>184</sup> Vgl. Hayo (2002), S. 45.

<sup>185</sup> Vgl. Hayo (2002), S. 46 und Duwendag et al. (1999), S. 110f.

<sup>186</sup> Vgl. Tödter/Reimers (1994).

Tabelle 13: Regressionsresultate der langfristigen realen Geldnachfragefunktion

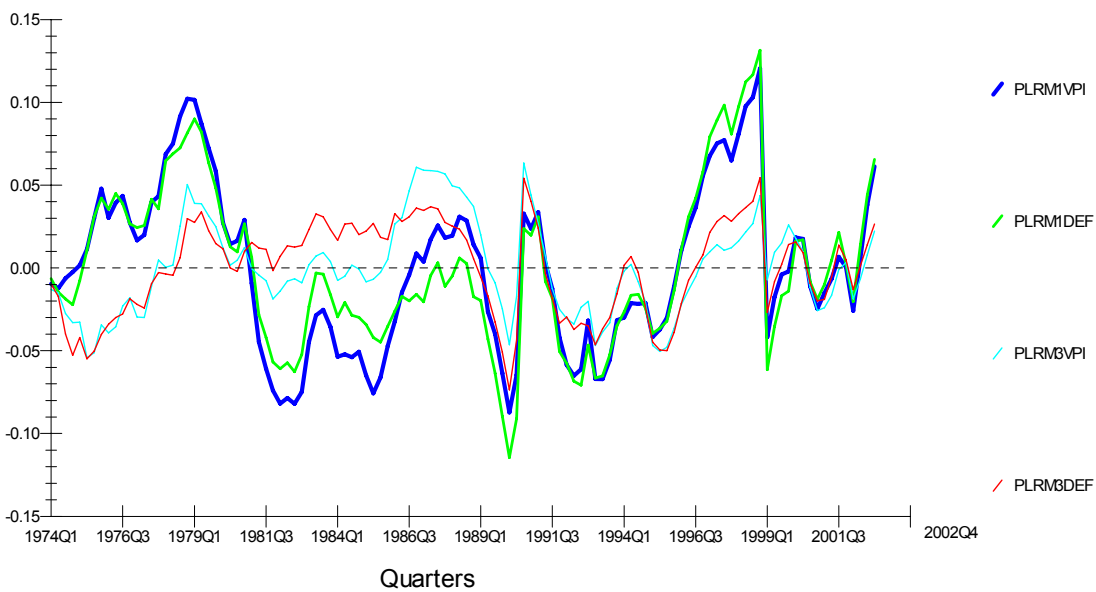
Regressand	Regressoren	$R^2_{\text{korr.}}$	DW
$(m - p)_{M1, VPI}$	$-8,87 + 1,67 y^* + 0,19 DEWU$ (-63,72) (69,89) (11,92)	0,99	0,24
$(m - p)_{M1, DEF}$	$-8,87 + 1,67 y^* + 0,22 DEWU$ (-64,73) (71,16) (14,02)	0,99	0,29
$(m - p)_{M3, VPI}$	$-6,43 + 1,43 y^* + 0,13 DEWU$ (-80,51) (104,27) (13,80)	0,99	0,27
$(m - p)_{M3, DEF}$	$-6,43 + 1,43 y^* + 0,16 DEWU$ (-80,62) (104,71) (17,12)	0,99	0,33

Bemerkung:  $R^2_{\text{korr.}}$  bezeichnet das korrigierte Bestimmtheitsmaß.

Alle geschätzten Koeffizienten sind auf dem 5 %-Niveau von Null verschieden, d.h. sie üben einen signifikanten Einfluss auf die reale Geldnachfrage aus. Die Koeffizienten des realen Gleichgewichtsoutput stellen die Einkommenselastizität der Geldnachfrage dar. Eine einprozentige Erhöhung des langfristigen realen BIP mündet in einer Steigerung der realen Geldnachfrage für M1 um 1,67 % und für M3 um 1,43 %. Die Ergebnisse der Durchschnittsbildung – ein Fallen der Umlaufgeschwindigkeit – wurden bestätigt. Die Umlaufgeschwindigkeit der Geldmenge M1 fiel im Untersuchungszeitraum stärker als die des Aggregates M3. Die hohen Geldmengenwachstumsraten infolge der EWU konnten durch die Dummy-Variable *DEWU* aufgefangen werden. Alle vier Gleichungen zeichnen sich durch ein nahezu 100 %-iges korrigiertes Bestimmtheitsmaß aus. Dabei gilt zu beachten, dass die in der statischen Regression einbezogenen Größen stark trendbehaftet und somit nicht stationär sind. Erneut tritt das Problem der Scheinregression auf. Das Bestimmtheitsmaß ist dann kein aussagefähiger Indikator der Modellgüte mehr. Gestützt auf zahlreiche Untersuchungen kann von einer Kointegrationsbeziehung der realen Geldnachfrage zu ihren Determinanten ausgegangen werden.<sup>187</sup> Sowohl die Kointegrationsanalyse der Geldnachfrage als auch der  $P^*$ -Ansatz erfordern, dass die Residuen der statischen Regression einen stationären Verlauf aufweisen. Der Nachweis der Stationarität der Preislücken auf Grundlage der langfristigen Quantitätsgleichung sowie der Regressionsresiduen wird in Abschnitt 4.2.4 erbracht. Einen ersten Eindruck bietet die Darstellung der Preislücken.

<sup>187</sup> Vgl. Lütkepohl/Wolters (1999).

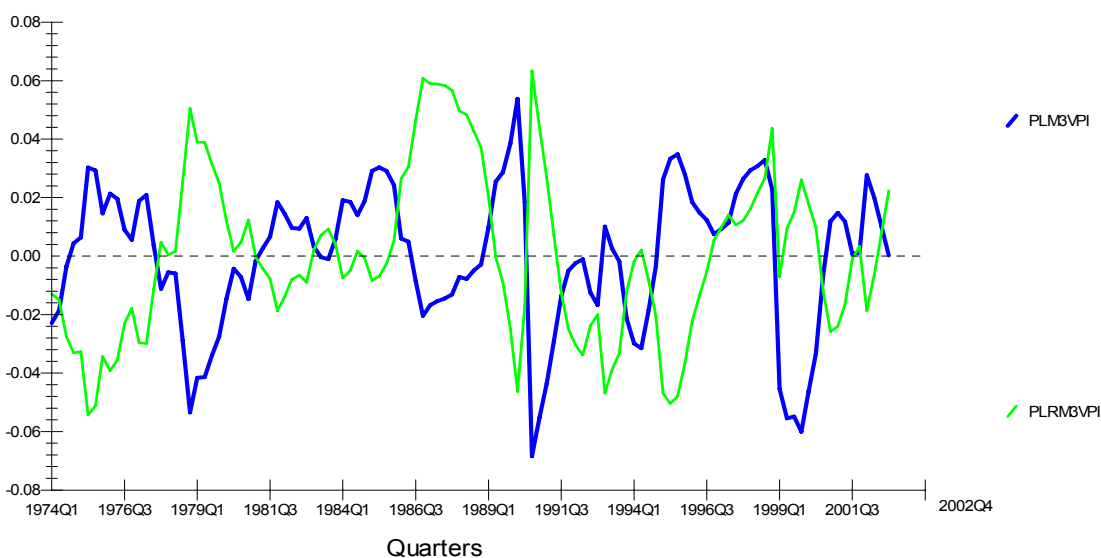
Abbildung 12: Graphische Darstellung der „negativen“ Preislücken



Bemerkung: PLR als Abkürzung für die Preislücken der Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion.

Ihr visuelles Verhalten legt die Vermutung der Stationarität nahe. Die Preislücken eines Geldmengenaggregates weisen bis auf Ende der 80er Jahre einen ähnlichen Verlauf auf. Die Preislücken eines Preisindex für zwei Geldmengenaggregate geben Mitte der 70er und Anfang der 80er divergente Inflationssignale wieder. Bevor auf den Zusammenhang der Preislücke zur Preisentwicklung eingegangen wird, erfolgt eine kurze Gegenüberstellung der Preislücken auf beiden Bestimmungswegen auf Grundlage des VPI und der Geldmenge M3.

Abbildung 13: Gegenüberstellung M3-VPI-I.-II.-Preislücken



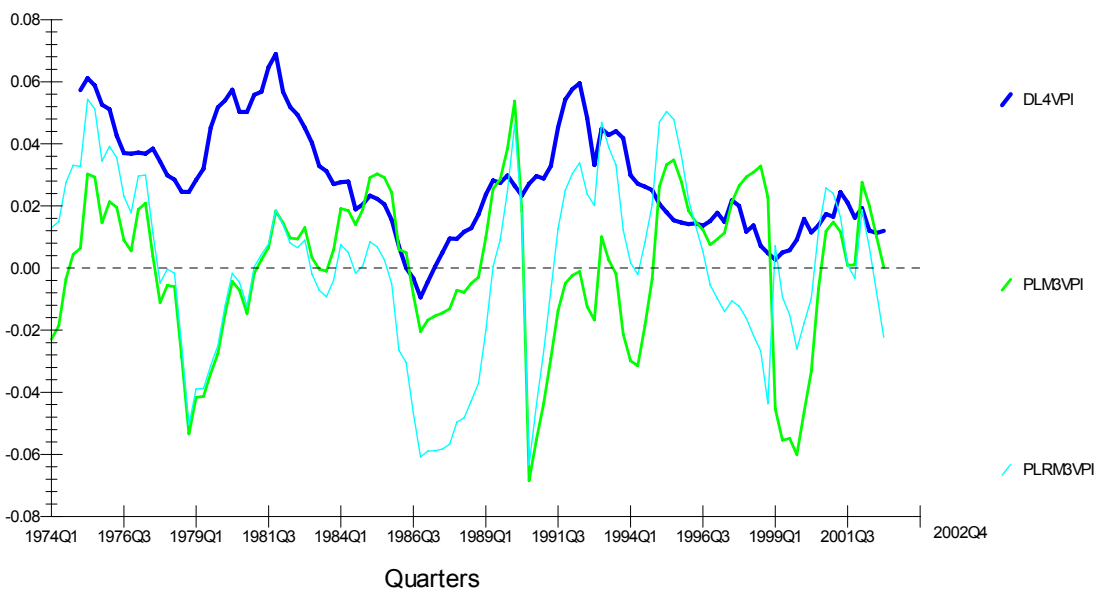
Bemerkung: PL als Preislücke auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung und PLR siehe Abb. 12.

Wie aus Abbildung 13 nachzuvollziehen ist, stehen der positiven Preislücke der langfristigen Quantitätsgleichung negative Regressionsresiduen gegenüber. Auch der abrupte Vorzeichenwechsel im Zuge der Wiedervereinigung ist in beiden Varianten zu verzeichnen. Bis auf den zweijährigen Zeitraum vor der EWU ist die inverse Beziehung beider Preislückenvarianten stabil.

### 4.2.3 Preislücke und Preisentwicklung

Die Preislücke als monetärer Indikator gibt Auskunft über das kurzfristige Inflationspotenzial. Bezug nehmend auf Kapitel 2.4 führen wir uns in Erinnerung, dass eine positive Preislücke ( $p > p^*$ ) einen dämpfenden Effekt auf die zukünftige Preisentwicklung (kein Preisniveaurückgang) ausübt. Demgegenüber wirkt eine negative Preislücke ( $p < p^*$ ) Inflationsraten steigernd. Im Folgenden wird der Zusammenhang zwischen der Preisdynamik und den M3-VPI-Preislücken untersucht. Die Preisdynamik wird durch die näherungsweise Vorjahresquartalswachstumsraten<sup>188</sup> des Verbraucherpreisindex abgebildet. Zur besseren Übersicht werden die Regressionsresiduen mit dem Faktor minus Eins multipliziert, sodass beide Preislücken in die gleiche Richtung zeigen.

Abbildung 14: M3-VPI-I.-II.-Preislücken und die Veränderungsrate des VPI



Bemerkung:  $DL4VPI$  als Veränderungsrate des VPI zum Vorjahresquartal.  $PLRM3VPI$  wurde mit dem Faktor minus Eins multipliziert.

Allgemein fällt auf, dass auf eine Phase mit einer negativen/positiven Preislücke mit gewisser zeitlicher Verzögerung (zwei bis vier Quartale) eine Phase zunehmender/sinkender Inflations-

<sup>188</sup>  $\Delta_4 p_t = p_t - p_{t-4} = \ln P_t - \ln P_{t-4}$

raten folgt. Auf die negative Preislücke Ende der 70er, verursacht durch hohe Wachstumsraten der Geldmenge M3, folgten steigende Inflationsraten. Mit Veränderungsdaten des VPI von bis zu 8 % glich sich das aktuelle Preisniveau an seinen Gleichgewichtswert  $p^*$  wieder an und die Preislücke schloss sich. Infolge sinkender Geldmengenwachstumsraten befand sich  $p^*$  unterhalb des aktuellen Preisniveaus. Eine positive (deflatorische) Preislücke bildete sich heraus, die von sinkenden, sogar negativen Inflationsraten 3-4Q1986 begleitet wurde.<sup>189</sup> Der Rückgang der Import- und Rohstoffpreise trug als exogener Faktor zur Preisberuhigung bei.<sup>190</sup> In der zweiten Hälfte der 80er Jahre nahmen die Wachstumsraten der Geldmenge M3 erneut zu – mit der Folge eines Anstiegs des Gleichgewichtspreisniveaus. Eine negative (inflatorische) Lücke tat sich auf, wobei die M3-VPI-Preislücke auf Basis der Residuen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion erheblich größere Inflationsgefahren signalisierte. In der Folgezeit beschleunigte sich der Preisauftrieb. Die Wirtschafts- und Währungsunion im 3. Quartal 1990 stellt einen exogenen Schock dar, der kurzzeitig starken Einfluss auf das Vorzeichen der Preislücke nahm. Infolge des Anstiegs von M3 bildete sich eine negative Preislücke heraus. Gleichsam schnellten im Zuge des Vereinigungsboom die Inflationsraten auf bis zu 7 % (1991) hoch. Die restriktive Geldpolitik der Bundesbank bewirkte einen Rückgang des Geldmengenwachstums und folglich übertraf das aktuelle Preisniveau seinen gleichgewichtigen Wert. Während die Regressionsresiduen deutlich positive Werte annahmen, verharrte die Quantitätspreislücke um die Nulllinie. Erst Mitte der 90er Jahre wiesen beide Lücken ein positives Vorzeichen auf, begleitet von sinkenden Inflationsraten. In den drei Jahren vor der EWU entwickelten sich die Preislücken auseinander. Während PL I.-M3-VPI ein positives Vorzeichen aufwies, gerieten die Regressionsresiduen ins Minus. Mit dem Beginn der EWU (1.1.1999) ging ein erneuter abrupter Vorzeichenwechsel einher. In der Folgezeit glichen sich die Preislücken wieder an. Hohe M3-Wachstumsraten und geringe VPI-Steigerungen bildeten eine inflatorische Preislücke heraus. Die übermäßige Liquidität der Wirtschaftssubjekte, begleitet von einem relativ starken realen Wirtschaftswachstum und der Euro-Abwertung, mündeten kurzfristig in einen Anstieg des VPI im 2. Quartal 2001 in Höhe von 2,5 %. Anschließend kehrte die Preislücke in den positiven Bereich zurück. Geringen Inflationsraten stehen mittlere Geldmengenwachstumsraten gegenüber. Inflation dämpfend wirkt sich die geringe Zunahme des realen BIP aus. Am aktuellen Rand drehen die Preislücken ins Minus und spiegeln die Gefahren für die Preisstabilität wider, die sich insbesondere aus der negativen Umlaufgeschwindigkeitslücke ( $v^* > v$ ) ergeben. Die Anpassung der aktuellen Umlaufgeschwindigkeit an ihren Gleichgewichtswert könnte die bisher moderaten Preissteigerungsraten an-

<sup>189</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 25.

<sup>190</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 112.

steigen lassen. Es bleibt festzuhalten, dass den M3-VPI-Preislücken eine recht akzeptable Indikatorqualität bezüglich der Veränderungsraten des VPI zuzuschreiben ist. Bereits frühere Arbeiten wiesen nach, dass das Konstrukt der Preislücke in der Lage ist, die Wendepunkte der Preisentwicklung frühzeitig anzuzeigen.<sup>191</sup>

#### 4.2.4 Integrations- und Kointegrationstests

Bevor in Kapitel 4.2.5 der Anpassungsprozess des aktuellen an das Gleichgewichtspreisniveau im Rahmen der  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle beschrieben wird, müssen die notwendigen Voraussetzungen der Kointegrationsanalyse im Datenmaterial nachgewiesen werden: zum einen ein identischer Integrationsgrad der Variablen Preisniveau, Geldmenge und Gleichgewichtspreisniveau; zum anderen die Stationarität der Preislücken. Als Instrument dient der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test), da er im Gegensatz zum DF-Test auch auftretende Autokorrelationen in den Preislücken erfassen kann. Zum Test auf Integration werden die natürlichen Logarithmen des BIP-Deflators, des VPI und der Geldmengenaggregate M1 und M3 auf Nicht-Stationarität getestet. Dabei tritt das Problem auf, dass die Gleichgewichtspreisniveaus auf Basis der langfristigen realen Geldnachfragefunktion erst aus den Regressionsresiduen entsprechend Gleichung (39) berechnet werden müssen:

$$(39) \quad p_{ij}^* = \hat{u}_{ij} + p_i \quad i, j = 1, 2$$

Die geschätzten Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion (umgekehrte Preislücke) werden um den jeweiligen Preisindex in Logarithmen erhöht. Es resultieren vier Gleichgewichtspreisniveaus in Abhängigkeit der Preisindizes und Geldmengenaggregate.

Tabelle 14: ADF-Test der Logarithmen

Variable	ADF (P) mit Konstante - ohne Trend
<i>m1</i>	- 0,08 (1)
<i>m3</i>	- 0,99 (1)
<i>vpi</i>	- 1,36 (4)
<i>def</i>	- 5,62 (0)
$p_{I M1,VPI}^*$	- 1,67 (1)
$p_{I M1,DEF}^*$	- 1,87 (1)
$p_{I M3,VPI}^*$	- 1,72 (1)
$p_{I M3,DEF}^*$	- 1,92 (1)

Tabelle 15: ADF-Test der ersten Differenzen

Variable	ADF (P) mit Konstante - ohne Trend
$\Delta m1$	- 7,53 (0)
$\Delta m3$	- 7,14 (0)
$\Delta vpi$	- 3,70 (2)
$\Delta def$	- 7,11 (0)
$\Delta p_{I M1,VPI}^*$	- 7,99 (0)
$\Delta p_{I M1,DEF}^*$	- 7,99 (0)
$\Delta p_{I M3,VPI}^*$	- 7,32 (0)
$\Delta p_{I M3,DEF}^*$	- 7,34 (0)

<sup>191</sup> Vgl. Deutsche Bundesbank (1992), S. 25.

$p_{II, M1, VPI}^*$	- 1,21 (0)	$\Delta p_{II, M1, VPI}^*$	- 9,88 (0)
$p_{II, M1, DEF}^*$	- 1,37 (0)	$\Delta p_{II, M1, DEF}^*$	- 10,08 (0)
$p_{II, M3, VPI}^*$	- 2,42 (0)	$\Delta p_{II, M3, VPI}^*$	- 8,24 (0)
$p_{II, M3, DEF}^*$	- 2,50 (0)	$\Delta p_{II, M3, DEF}^*$	- 8,23 (0)

Bemerkung: Die kritischen Werte von MacKinnon unter Einbeziehung einer Konstanten ohne linearem Trend betragen auf dem 5 %-Niveau -2,8874 für die logarithmierten Daten und -2,8877 für ihre ersten Differenzen. Der Klammerausdruck gibt entsprechend dem Schwarz-Bayesian-Informationskriterium die optimale Anzahl verzögerter endogener Variablen im ADF-Test an.

Bis auf die logarithmierten Werte des BIP-Deflators sind alle Variablen auf dem 5 %-Niveau nichtstationär. Wird in die Testregression ein linearer Trend integriert, kann die Nullhypothese der Nichtstationarität auch für die natürlichen Logarithmen des Deflators auf dem 5 %-Signifikanzniveau nicht abgelehnt werden. Die betrachteten ökonomischen Größen sind als nichtstationär zu charakterisieren. Durch Differenzenbildung können nichtstationäre, integrierte Variablen in stationäre überführt werden. Die dabei notwendige Anzahl der Anwendung der ersten Differenzen gibt Aufschluss über den Integrationsgrad. Durch Anwendung der ersten Differenzen zum Vorquartal werden die zwölf Variablen der Tabelle 14 in ihre näherungsweise Vorquartalswachstumsraten transformiert. Anschließend werden diese mittels des ADF-Test auf Stationarität untersucht. Wie der Tabelle 15 zu entnehmen ist, sind die ersten Differenzen der logarithmierten Größen auf dem 5 %-Niveau stationär. Lediglich die Vorquartalswachstumsraten des VPI können die Nullhypothese der Nichtstationarität nur knapp ablehnen. Es bleibt festzuhalten, dass die beiden Geldmengenaggregate und Preisindizes sowie die acht Gleichgewichtspreisniveaus integriert erster Ordnung sind. Das aktuelle und das Gleichgewichtspreisniveau weisen einen identischen Integrationsgrad ( $d=1$ ) auf. Damit ist eine Kointegrationsvoraussetzung erfüllt und ihre Wachstumsraten können in das Fehlerkorrekturmodell als short-run eingefügt werden. Neben einem identischen Integrationsgrad muss zur Erfüllung der Voraussetzung der Kointegration eine Linearkombination des aktuellen und des Gleichgewichtspreisniveaus einen stationären Restprozess erzeugen. Entsprechend der in Kapitel 2.6.1 beschriebenen Vorgehensweise wird dieser durch die Preislücke repräsentiert. Sofern eine Einheitswurzel in den beiden Herleitungsvarianten der Preislücke abgelehnt werden kann, erfüllen  $p$  und  $p^*$  den Tatbestand der Kointegration. Die Resultate des ADF-Tests der acht Preislücken in Abhängigkeit der Geldmengenaggregate und Preisindizes sind in Tabelle 16 aufgelistet:

Tabelle 16: ADF-Test der Preislücken

Preislücken	ADF mit Konstante – ohne Trend
$(p - p^*)_{I\ M1,VPI}$	- 4,75 (1)
$(p - p^*)_{I\ M1,DEF}$	- 5,20 (1)
$(p - p^*)_{I\ M3,VPI}$	- 4,97 (1)
$(p - p^*)_{I\ M3,DEF}$	- 5,35 (1)
$(p^* - p)_{II\ M1,VPI}$	- 3,07 (1)
$(p^* - p)_{II\ M1,DEF}$	- 2,89 (2)
$(p^* - p)_{II\ M3,VPI}$	- 3,66 (1)
$(p^* - p)_{II\ M3,DEF}$	- 3,94 (1)

Bemerkung: Der kritische Wert von MacKinnon unter Einbeziehung einer Konstanten ohne linearen Trend beträgt auf dem 5 %-Niveau -2,8874.

Sowohl für die Preislücken auf Grundlage der langfristigen Quantitätsgleichung als auch auf Basis der Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion kann mit 95 %-iger Sicherheit die Nullhypothese der Nichtstationarität abgelehnt werden. Damit wurde in allen acht Fällen der Nachweis der Stationarität der Preislücken erbracht. Abweichungen des aktuellen Preisniveaus von seinem Gleichgewichtswert, ausgedrückt in der Preislücke, sind nur temporär. Die Variablen  $p$  und  $p^*$  erfüllen somit alle drei Eigenschaften einer Kointegrationsbeziehung, wenn auch im Fall der M1-DEF-Preislücke II. Weg nur knapp. Es zeigt sich, dass die Regressionsresiduen noch stärker trendbehaftet sind. Im nächsten Schritt können die Preislücken als Korrekturterme in die  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle aufgenommen werden. In diesen sind dann nur noch stationäre Variablen enthalten.

#### 4.2.5 P-Stern-Fehlerkorrekturmodelle

Im vorangegangenen Abschnitt wurden das Preisniveau und das aus der Geldmenge abgeleitete Gleichgewichtspreisniveau erfolgreich auf Kointegration untersucht. Darauf aufbauend können als Nächstes  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle in Abhängigkeit der beiden Geldmengenaggregate und Preisindizes aufgestellt werden. Folgende Vorgehensweise wurde gewählt: Zum einen werden auf Basis eines allgemeinen Modells die acht ECM geschätzt und die Regressionsergebnisse verglichen. Dem folgen erneute Schätzungen „optimaler“ Modelle, wobei nicht signifikante Koeffizienten – mit Ausnahme der Preislücken – eliminiert werden. Die Suche der optimalen Modellstruktur orientiert sich am Schwarz-Bayesian-Informationskriterium.<sup>192</sup>

<sup>192</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 62f.



Die Struktur der Regressionsgleichung des allgemeinen Modells setzt sich aus der Vorquartalsinflationsrate  $\Delta p_t$  als zu erklärende Variable, den jeweiligen zeitgleichen Veränderungsraten des Gleichgewichtspreisniveaus  $\Delta p_t^*$ , um bis zu vier Quartale verzögerten Inflationsraten zur Beschreibung der Eigendynamik des Prozesses und aus bestehenden Ungleichgewichten zwischen dem aktuellen und dem Gleichgewichtspreisniveau aus dem Vorquartal, wie sie in der Preislücke (in Logarithmen) Ausdruck finden, zusammen. Darüber hinaus werden angesichts der im dritten Kapitel beschriebenen Anforderungen an das statistische Datenmaterial zwei Dummy-Variablen in das Modell aufgenommen: eine zur Abbildung des Niveauerhöhungseffekts der Geldmenge und des realen BIP im Zuge der Deutschen Einheit (3. Quartal 1990) und die zweite zum Auffangen der definitorisch bedingten Geldmengenerhöhung mit Beginn der Europäischen Währungsunion (1. Quartal 1999). Bis auf die betreffenden Quartale wird ihnen der Wert Null zugewiesen. Auf die Integration von Kostenvariablen wurde verzichtet. Die Modellstruktur sieht dann wie folgt aus:

(40)

$$\Delta p_{it} = \alpha \Delta p_{ijt}^* + \sum_{k=1}^4 \beta_k \Delta p_{it-k} + \gamma (p_{it-1} - p_{ijt-1}^*) + \delta_1 D390 + \delta_2 D199 + \varepsilon_t \quad i, j = 1, 2$$

Neben den bereits beschriebenen Variablen wird ein Störterm  $\varepsilon_t$  integriert, der über die üblichen Eigenschaften – ein Erwartungswert von Null [ $E(\varepsilon_t)=0$ ], zeitkonstante und endliche Varianz [ $\text{Var}(\varepsilon_t)=\sigma^2$ ] und die Abwesenheit von Autokorrelation [ $\text{Cov}(\varepsilon_{t+i} \varepsilon_{t+j})=0$  für  $i \neq j$ ] – verfügen soll. Es gilt zu beachten, dass Preislücken auf Grundlage der Regressionsresiduen der Geldnachfragefunktion umgekehrt definiert sind und das Fehlerkorrekturglied der Gleichung (40) durch folgenden Term zu ersetzen ist:  $(\hat{u}_{t-1 \ ij})$ . Der geschätzte Koeffizient dieses Fehlerkorrekturgliedes sollte ein positives Vorzeichen aufweisen. Die Schätzung der allgemeinen Spezifikation für den Zeitraum 1Q1974 – 4Q2002 erfolgt mit der Methode der kleinsten Quadrate. Die Resultate sind in Tabelle 17 zusammengefasst:

Tabelle 17: Regressionsresultate der allgemeinen P\*-Fehlerkorrekturmodelle

	Preislücken I. Weg				Preislücken II. Weg			
	M1		M3		M1		M3	
	VPI	DEF	VPI	DEF	VPI	DEF	VPI	DEF
$\hat{\alpha}$	-0,047 (-1,55)	-0,033 (-0,97)	-0,066 (-1,47)	-0,004 (-0,08)	-0,077 (-2,74)	-0,060 (-1,97)	-0,093 (-2,21)	-0,040 (-0,86)
$\hat{\beta}_1$	0,217 (2,94)	0,292 (3,51)	0,246 (3,27)	0,308 (3,61)	0,235 (3,03)	0,284 (3,33)	0,261 (3,41)	0,305 (3,54)
$\hat{\beta}_2$	0,008 (0,10)	0,242 (2,79)	0,013 (0,16)	0,236 (2,65)	0,005 (0,06)	0,236 (2,67)	0,021 (0,27)	0,240 (2,66)
$\hat{\beta}_3$	0,112 (1,49)	0,165 (1,91)	0,122 (1,58)	0,149 (1,70)	0,124 (1,57)	0,176 (2,08)	0,136 (1,74)	0,165 (1,85)
$\hat{\beta}_4$	0,616 (8,23)	0,233 (2,84)	0,588 (7,78)	0,215 (2,60)	0,621 (7,84)	0,263 (3,15)	0,608 (7,84)	0,238 (2,86)
$\hat{\gamma}$	-0,062 (-4,57)	-0,041 (-2,57)	-0,066 (-3,96)	-0,045 (-2,32)	0,021 (2,48)	0,009 (0,94)	0,046 (2,99)	0,024 (1,46)
$\hat{\delta}_1$	0,009 (1,80)	-0,015 (-2,70)	0,009 (1,56)	-0,019 (-3,03)	0,011 (2,12)	-0,014 (-2,52)	0,010 (1,85)	-0,016 (-2,76)
$\hat{\delta}_2$	0,001 (0,09)	-0,001 (-0,02)	0,005 (1,06)	-0,001 (0,12)	-0,016 (-2,45)	-0,014 (-1,82)	-0,007 (-1,53)	-0,006 (-0,94)
R <sup>2</sup> <sub>kor.</sub>	0,54	0,31	0,52	0,29	0,49	0,28	0,50	0,27
F	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]
SBC	438,4	429,2	436,0	427,6	432,5	427,1	433,9	426,3
DW	2,10	2,13	1,96	2,09	2,02	2,10	1,96	2,09
BG	11,45 [.022]	7,02 [.135]	7,12 [.130]	6,50 [.165]	9,27 [.055]	6,86 [.144]	7,69 [.104]	6,95 [.136]
JB	0,83 [.662]	0,61 [.738]	4,03 [.133]	0,97 [.697]	4,06 [.131]	0,59 [.743]	8,59 [.014]	1,42 [.432]
GQ	3,37 [.066]	3,79 [.520]	5,62 [.018]	0,92 [.337]	0,96 [.327]	1,18 [.278]	2,27 [.132]	0,55 [.456]

Bemerkung: Unter den geschätzten Koeffizienten sind die jeweiligen t-Werte abgebildet. R<sup>2</sup><sub>kor.</sub> bezeichnet das korrigierte Bestimmtheitsmaß, F den Wert F-Statistik und SBC das Schwarz-Bayesian-Informationskriterium. Die diagnostischen Test umfassen DW - Durbin-Watson-Statistik auf Autokorrelation erster Ordnung, BG - Breusch-Godfrey-Test auf Autokorrelation höherer Ordnung, JB - Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung und GQ - Goldfeld-Quandt-Test auf Heteroskedastizität der Störvariable in der  $\chi^2$ -Version. In eckigen Klammern steht der Wert des niedrigstmöglichen Signifikanzniveaus, das noch zu einer Ablehnung der Nullhypothese gelangt.

Die Resultate der acht Regressionen zeigen, dass die Preisentwicklung des VPI und des BIP-Deflators durch die  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle recht gut erklärt werden konnte. Der F-Test gelangt für alle acht Gleichungen zur Ablehnung der Nullhypothese, dass überhaupt keine Abhängigkeit besteht. Die durch das Modell erklärte Varianz ist im Verhältnis zur Restvarianz relativ groß. Zu beobachten war, dass die Vorquartalswachstumsraten des VPI besser durch das allgemeine Modell erklärt werden konnten als die des Deflators. Sowohl das SB-Kriterium als auch das korrigierte Bestimmtheitsmaß bestätigen die Aussage. Die geschätzten Regressionskoeffizienten verfügen über die erwarteten Vorzeichen: Die zeitgleichen Veränderungsrate des Gleichgewichtspreisniveaus haben ein negatives, da das aktuelle Preisniveau sich nur mit Verzögerung an das langfristige Gleichgewicht anpasst. Die Ungleichgewichte des Vorquartals, ausgedrückt durch den Preislückenterm, weisen für die Lücken der langfristigen Quantitätsgleichung ebenfalls ein negatives Vorzeichen auf. Liegt das momentane logarithmierte Preisniveau in der Vorperiode oberhalb seines langfristigen Gleichgewichtswerts, wirkt dies dämpfend auf die aktuelle Preisänderungsrate ein. Demgegenüber verzeichnen die geschätzten Koeffizienten der Preislücken auf Basis der Residuen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion ein positives Vorzeichen. Dies geht einher mit der umgekehrten Definition. Die Eigendynamik des Inflationsprozesses, wiedergegeben durch die um bis zu vier Quartale verzögerten Vorquartalsinflationsraten, wirkt mit positiven Koeffizienten auf die aktuelle Preisentwicklung ein und damit der Anpassung an das langfristige Gleichgewichtspreisniveau – Abbau der Preislücke – entgegen. Während die geschätzten Koeffizienten über die erwarteten Vorzeichen verfügen, zeigt sich bei ihrer Signifikanz ein differenziertes Bild. Die kontemporären Veränderungsrate des Gleichgewichtspreisniveaus üben auf dem 5%-Niveau lediglich in drei von vier Fällen der Regressionsresiduen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung des VPI und des Deflators aus. Der fehlende Einfluss zeitgleicher Veränderungsrate von  $p^*$  in fünf von acht Fällen konnte bereits durch Issing und Tödter in einer separaten Regression bestätigt werden.<sup>193</sup> Ihr geschätzter Koeffizient wich mit 0,12 erheblich vom theoretischen Wert Eins ab. Trotz eines identischen Integrationsgrads ( $d=1$ ) weichen die zeitgleichen Wachstumsraten voneinander ab. Die Abweichungen der Vergangenheit fließen als Korrekturterm ein. Bis auf zwei Ausnahmen – Deflator-M1-M3-Preislücken II. Weg – waren die geschätzten Koeffizienten der Fehlerkorrekturglieder (Preislücken) auf dem 5 %-Niveau signifikant von Null verschieden. Dabei gilt zu beachten, dass die Koeffizienten des Fehlerkorrekturterms einseitig getestet werden. Ungleichgewichte der Vergangenheit wirken korrigierend auf die aktuelle Preisentwicklung ein. Jedoch mit geschätzten Koeffizienten von  $|0,020|$

---

<sup>193</sup> Vgl. Issing/Tödter (1995), S. 107f.

bis  $|0,067|$  passt sich der aktuelle Verlauf nur langsam an den gleichgewichtigen Entwicklungspfad an. Zum Beispiel werden pro Quartal nur rund 6 % ( $\hat{\gamma} = 0,062$ ) der M1-VPI-Preislücke I. Weg abgebaut; pro Jahr etwa ein Viertel. Kirchner gelangt für die Geldmenge M1 und den VPI für den Zeitraum 1Q1979 – 4Q1998 mit 0,060 (3,3) zu einem ähnlichen Ergebnis.<sup>194</sup> Ferner zeigte sich, dass Preislücken der langfristigen Quantitätsgleichung gegenüber den Regressionsresiduen temporäre Abweichungen schneller korrigieren. Überdies reagieren die Wachstumsraten des VPI stärker auf den Korrekturterm als die des BIP-Deflators. Die autoregressive Struktur des allgemeinen Modells wurde bestätigt. Die Vorquartalsänderungsraten des VPI waren signifikant von denen des Vorquartals beeinflusst, der Deflator gar von allen um zwei Quartale verzögerten und in einem Fall von den drei Quartale zurückliegenden Wachstumsraten. Inflationsprozesse der näheren Vergangenheit setzen sich fort. Der Einfluss nimmt angesichts der numerischen Werte der geschätzten Koeffizienten mit der Laglänge ab. Die hochsignifikante Einwirkung der Vorjahres-Vorquartalsinflationsraten ist der Quartalsfrequenz geschuldet. Regelmäßig wiederkehrende unterjährige Preisentwicklungen zeichnen sich beim VPI stärker als beim Deflator ab. Die Dummy-Variablen *D390* war auf dem 5 %-Niveau in fünf der acht Schätzungen, insbesondere in denen für den BIP-Deflator, signifikant von Null verschieden. Der rund 10 %-ige Anstieg des realen BIP und die hohen Geldmengenwachstumsraten im 3. Quartal 1990 konnten durch *D390* aufgefangen werden. Im Gegensatz dazu erwies sich die Aufnahme der Dummy-Variable *D199* zur Abbildung der Definitionsänderung der Geldmengenaggregate zu Beginn der EWU nicht als Gewinn. Lediglich in einer Gleichung (M1-VPI-II. Weg) war  $\delta_2$  von Null verschieden. Die Frage, ob Preislücken und Veränderungsraten des Gleichgewichtspreisniveaus auf Basis der breiter definierten Geldmenge M3 gegenüber M1 einen höheren Erklärungsgehalt bezüglich der Preisentwicklung bieten, muss verneint werden. Während die Untersuchung der Langfristbeziehung zwischen Geldmengen und Preisen einen stabileren Zusammenhang zu M3 zeigten, konnte im Rahmen der Kointegrationsanalyse die Überlegenheit der Geldmenge M3 nicht bestätigt werden. Einzig die Fehlerkorrekturmodelle auf Grundlage der Regressionsresiduen der Geldnachfragefunktion wiesen für M3-Preislücken höhere numerische Koeffizientenwerte auf. Die Werte des korrigierten Bestimmtheitsmaßes und des Schwarz-Bayesian-Informationskriteriums unterscheiden sich nur geringfügig. Das Geldmengenaggregat M3 bietet für die kurzfristige Preisentwicklung keinen höheren Erklärungsgehalt.<sup>195</sup> Der Überprüfung der Signifikanz der Parameter schließen sich einige diagnostische Tests an, die den Störterm  $\varepsilon_t$  auf die Annahmen des klassischen linearen ökonomischen Eingleichungsmodells

---

<sup>194</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 63.

<sup>195</sup> Vgl. ebenda, S. 63f.

testet. Hierzu zählen:<sup>196</sup> Der Erwartungswert des Störterms ist in allen Quartalen gleich Null, d.h. von ihm gehen keine systematischen Einflüsse auf die Preisentwicklung aus. Eine zeitkonstante endliche Varianz (Homoskedastizität) und die Kovarianzen zwischen den Störtermen zu verschiedenen Zeitpunkten sind Null (Abwesenheit von Autokorrelation); zudem die Normalverteilungsannahme der Störvariable und damit die Normalverteilung der geschätzten Koeffizienten. Da der stochastische Störterm  $\varepsilon_t$  nicht direkt beobachtbar ist, werden die Regressionsresiduen der Gleichung (40) zur Abbildung herangezogen. Im Folgenden finden der Durbin-Watson-Test (DW) auf Autokorrelation erster Ordnung, der Breusch-Godfrey-Test (BG) auf Autokorrelation höherer Ordnung, der Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung (JB) und die Goldfeld-Quandt-Test (GQ) auf Heteroskedastizität der Residuen Anwendung. Bezugnehmend auf die Schätzergebnisse der diagnostischen Tests in Tabelle 17 kann auf Grund des Zusammenhangs zwischen der DW-Statistik, die für die Störvariablen aller acht ECM's Werte nahe zwei anzeigt, und dem empirischen Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung der Residuen, die Abwesenheit der Autokorrelation erster Ordnung der Störvariable  $\varepsilon_t$  bejaht werden.<sup>197</sup> Zudem wurde in sieben der acht Schätzungen die Autokorrelation höherer Ordnung auf dem 5 %-Niveau verneint. Lediglich im M1-VPI-I.-Preislücken-Fehlerkorrekturmodell war wenigstens einer der p-Autoregressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden.<sup>198</sup> Damit sind die geschätzten Koeffizienten zwar noch unverzerrt, aber nicht mehr effizient (bester linearer unverzerrter Schätzer im Sinne kleinstmöglicher Fehlervarianz). Das Auftreten von Autokorrelation der Residuen kann auf eine Fehlspezifikation des ökonometrischen Modells hindeuten. Der Jarque-Bera-Test gelangt nach Prüfung der Schiefe und Wölbung der Residuen auf dem 5 %-Niveau in sieben von acht Fällen zur Feststellung der Normalverteilung. Nur für das M3-VPI-II. Weg-Preislückenmodell wird die Nullhypothese der Normalverteilung verworfen. Die Nullhypothese der Homoskedastizität der Residuen des ECM kann erneut in sieben von acht Fällen nicht verworfen werden. Heteroskedastizität tritt nur in den M3-VPI-I.-Preislücken-Regressionsresiduen auf. Daraus resultiert ein verzerrter Schätzer der Varianz der Koeffizienten.<sup>199</sup> Die t-Statistik als Prüfgröße der Koeffizienten ist dann verzerrt und liefert nicht zuverlässige Aussagen zur Signifikanz der Regressoren. Bis auf drei Ausnahmen, in drei verschiedenen Schätzungen des VPI, werden die Annahmen des klassischen ökonometrischen Regressionsmodells durch die geschätzten Residuen erfüllt. Auf Grund der Vielzahl der signifikanten Koeffizienten der Preislücken und der verzögerten Inflationsraten sowie des größtenteils erbrachten Nachweises der Erfüllung der klassischen Annahmen durch

---

<sup>196</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 20f.

<sup>197</sup> Vgl. ebenda, S. 113.

<sup>198</sup> Vgl. ebenda, S. 117f.

<sup>199</sup> Vgl. ebenda, S. 99.

die Regressionsresiduen bietet die allgemeine Spezifikation des P\*-Fehlerkorrekturmodells ausreichend Gehalt zur Erklärung der kurzfristigen Preisentwicklung. Es zeigte sich, dass Preislücken auf Basis der Geldmengen M1 und M3 signifikanten Einfluss auf die Inflationsraten ausüben. Der Zusammenhang zu den Inflationsraten des VPI war insgesamt stabiler – erkaufte durch eine dreimalige Verletzungen der Modellannahmen der Störvariable  $\varepsilon_t$ .

Den Regressionen auf Grundlage des allgemeinen Modells folgt an dieser Stelle – für jede Variationsmöglichkeit – eine erneute Modellierung samt anschließender OLS-Schätzung. Nichtsignifikante Koeffizienten des allgemeinen Modells – mit Ausnahme der Preislücken – werden eliminiert. Die „optimalen“ Modelle sollten sich gegenüber den allgemeinen Varianten durch höhere Werte des SB-Kriteriums auszeichnen.

Tabelle 18: Regressionsresultate der „optimalen“ P\* -Fehlerkorrekturmodelle

	Preislücken I. Weg				Preislücken II. Weg			
	M1		M3		M1		M3	
	VPI	DEF	VPI	DEF	VPI	DEF	VPI	DEF
$\hat{\beta}_1$	0,248 (3,94)	0,330 (4,05)	0,265 (4,16)	0,339 (4,12)	0,271 (4,01)	0,326 (3,87)	0,286 (4,32)	0,333 (3,98)
$\hat{\beta}_2$		0,284 (3,45)		0,283 (3,40)		0,267 (3,14)		0,272 (3,22)
$\hat{\beta}_4$	0,652 (10,59)	0,277 (3,72)	0,635 (10,17)	0,270 (3,57)	0,634 (9,57)	0,294 (3,82)	0,642 (9,92)	0,290 (3,80)
$\hat{\gamma}$	-0,064 (-4,81)	-0,045 (-2,88)	-0,070 (-4,30)	-0,046 (-2,46)	0,019 (2,23)	0,008 (0,82)	0,049 (3,23)	0,025 (1,55)
$\hat{\delta}_1$		-0,018 (-3,91)		-0,019 (-4,07)		-0,019 (-4,04)		-0,019 (-4,02)
$R^2_{\text{kor.}}$	0,54	0,30	0,52	0,29	0,46	0,25	0,49	0,26
F	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]
SBC	446,6	434,2	444,7	433,1	438,4	430,4	441,0	431,3
DW	2,11	2,21	2,03	2,19	1,97	2,14	2,01	2,16
BG	10,26 [.036]	7,07 [.132]	8,69 [.069]	6,90 [.141]	8,68 [.070]	7,05 [.133]	8,34 [.080]	7,20 [.126]
JB	1,71 [.426]	1,16 [.560]	3,71 [.156]	1,40 [.498]	6,98 [.031]	1,03 [.596]	10,92 [.004]	1,10 [.578]
GQ	3,75 [.053]	2,48 [.115]	4,87 [.027]	1,24 [.265]	1,46 [.228]	0,41 [.522]	1,56 [.212]	0,45 [.505]

Die Modellwahl entsprechend dem SB-Kriterium führte zu einem eindeutigen Ergebnis:<sup>200</sup>

$$(41) \quad \Delta p_{VPI_t} = \beta_1 \Delta p_{t-1} + \beta_4 \Delta p_{t-4} + \gamma(p_{t-1} - p_{j_{t-1}}^*) + \varepsilon_t \quad j = 1, 2$$

$$(42) \quad \Delta p_{DEF_t} = \beta_1 \Delta p_{t-1} + \beta_2 \Delta p_{t-2} + \beta_4 \Delta p_{t-4} + \gamma(p_{t-1} - p_{j_{t-1}}^*) + \delta_1 D390 + \varepsilon_t \quad j = 1, 2$$

Die Preisdynamik des VPI (Gleichung 41) wurde in allen vier Varianten am überzeugendsten durch zwei Vorquartalsinflationsraten mit den Verzögerungen Eins und Vier sowie der um ein Quartal zurückliegenden Preislücke als Fehlerkorrekturterm erklärt. Die Werte des SBC stiegen zwischen 8,7 Punkten für das M3-VPI-I.-Preislücken-Modell und 5,9 Punkten für das M1-VPI-II. Weg-Modell. Die geschätzten Koeffizienten der kontemporären Veränderungsrate des Gleichgewichtspreisniveaus zur Erklärung der Vorquartalswachstumsrate des VPI waren auf dem 5 %-Niveau nur noch für die Preislücke M1-VPI-II. Weg signifikant von Null verschieden. Da das SB-Informationskriterium eine sparsame Parametrisierung bevorzugt, wurde für alle vier Varianten eine identische Modellstruktur gewählt. Der Ausschluss der ersten Differenzen des logarithmierten Gleichgewichtspreisniveaus steht im Einklang zum Vorgehen von Hallman et al. Hingegen wird die Dynamik des BIP-Deflators „optimal“ durch seine um ein, zwei und vier Quartale verzögerten Vorquartalsinflationsraten, den um ein Quartal verzögerten Deflator-Preislücken sowie dem Vereinigungs-Dummy  $D390$  abgebildet (Gleichung 42). Für alle vier Varianten ergab sich unter Beachtung der Erfüllung der Modellvoraussetzung der Regressionsresiduen eine identische „optimale“ Modellstruktur – bei der sich das SB-Kriterium um rund 3 bis 6 Punkte erhöhte. Infolge der Eliminierung nicht signifikanter Variablen (bis auf die Deflator-Preislücken-II. Herleitungsweg) stiegen die numerischen Werte der geschätzten Koeffizienten und ihre Signifikanzwerte an. Erneut können die  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle die Veränderungsrate des VPI besser als die des BIP-Deflators erklären (höheres korrigiertes Bestimmtheitsmaß und höhere Werte des SBC). Ebenso zeichnen sich Preislücken auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung gegenüber den Regressionsresiduen der Geldnachfragefunktion durch höhere Anpassungskoeffizienten und t-Werte aus. Eine Überlegenheit der Geldmenge M3 ist erneut nicht festzustellen. Die diagnostischen Tests weisen bis auf einen Fall nahezu identische Resultate (nicht numerische Werte der Testvariablen) auf. Neu hinzu trat auf dem 5 %-Niveau die Verletzung der Normalverteilungsannahme der M1-VPI-II.-Preislücke-Regressionsresiduen. In allen vier Punkten traten die Verletzungen der Anforderungen an den Störterm  $\varepsilon_t$  in den VPI-Regressionsresiduen auf. Die Deflator-Residuen erfüllen erneut alle Annahmen des klassischen linearen ökonometrischen Eingleichungsmodells. Insgesamt wurden die „optimalen“ Modelle durch eine Verschlechterung

---

<sup>200</sup> Die  $P^*$ -ECM's auf Basis der Geldnachfragefunktion verfügen über folgenden Korrekturterm:  $(\hat{u}_{t-1 \ ij})$ .

rung der diagnostischen Tests (gestiegene Tendenz der Ablehnung der Nullhypothesen) und leicht gesunkene Werte des korrigierten Bestimmtheitsmaßes erkauft.

Die Ausführungen zur Beurteilung der Modellvalidität der  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle zeigten, dass die monetäre Indikatorvariable „Preislücke“ auf Grund der geringen Anpassungsdynamik (niedrige numerische Koeffizientenwerte) im Untersuchungszeitraum 1Q1974 – 4Q2002 nur unzureichend die kurzfristige Preisdynamik erklärt. Erst die Aufnahme verzögerter Inflationsraten stabilisierte die Modelle und erhöhte die Anpassungsgüte erheblich. Darüber hinaus wäre die Integration identisch integrierter kurzfristiger Inflationsindikatoren in das Preislückenmodell sinnvoll. Die Analyse der Anpassungsgüte der „optimalen“ Modelle wird in folgendem Kapitel um die Untersuchung der Prognosegüte ergänzt.

#### **4.2.6 Ex post- und ex ante-Prognosemodelle**

Die Prognose der künftigen Preisentwicklung nimmt für die Geldpolitik der Notenbanken, die Lohnpolitik der Tarifpartner und die Erwartungsbildung der privaten Wirtschaftssubjekte eine wichtige Position ein. Hierzu können ökonometrische Modelle, sofern sie die Strukturzusammenhänge adäquat abbilden und die Strukturparameter im Prognosezeitraum stabil sind, genutzt werden.<sup>201</sup> Dabei sind prinzipiell zwei Vorgehensweisen zu unterscheiden: ex post- und ex ante-Prognosen. Während Letztere zur Vorhersage der endogenen Variable (Vorquartalsinflationsraten) auf Schätzungen der Werte der exogenen Variablen angewiesen sind und somit die Prognose der endogenen Variable von der Vorhersagefähigkeit der exogenen Größen abhängt, greifen ex post-Prognosemodelle auf Beobachtungswerte der exogenen Größen für einen in der Vergangenheit liegenden Prognosezeitraum zurück.<sup>202</sup> Im Gegensatz zu ex ante-Prognosen ergeben sich keine Vorhersagefehler bezüglich der Einschätzung der Entwicklung der exogenen Variablen. Die Modellstruktur kann hinsichtlich ihrer Prognoseeignung untersucht werden und Abweichungen zwischen den prognostizierten und den tatsächlichen Werten der endogenen Variable sind dann – unter Vernachlässigung der Störvariablen- und Schätzfehler in den geschätzten Parameterwerten – auf Spezifikationsfehler zurückzuführen.<sup>203</sup> Die ökonometrische Prognose kann als Punkt- oder Intervallprognose durchgeführt werden. Während die Öffentlichkeit meist auf Punktprognosen zurückgreift, tragen Intervallprognosen dem Fakt Rechnung, dass der Punktprognosewert nur mit einer geringen Wahrscheinlichkeit sein Ziel trifft. Aus diesem Grund wird die Punktprognose um die Abbildung

---

<sup>201</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger /2001), S. 200.

<sup>202</sup> Vgl. ebenda.

<sup>203</sup> Vgl. Scheeweiß (1990), S. 76f.



von Unschärfebereichen der Prognose samt der dazugehörigen Intervall-Prognosewahrscheinlichkeiten ergänzt.<sup>204</sup> Zur Beurteilung der Güte der ex post-Prognose können spezielle Gütekriterien herangezogen werden, die die prognostische Qualität der Modelle quantitativ erfassen. Zu diesen zählen:<sup>205</sup> Prognosefehlermaße MAE (mittlere absolute Prognosefehler) und RMSE (Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers) sowie Vergleichskriterien, z.B. der Theil'sche Ungleichskoeffizient, und Wendepunkt-Fehlermaße. Werte nahe Null resultieren aus einer nahezu optimalen Prognose, d.h. die prognostizierten Werte liegen nahe den tatsächlichen Beobachtungswerten im Prognosezeitraum. Je weiter sich die Prognosefehlermaße von Null entfernen, desto schlechter ist die Prognosegüte des Modells. Darüber hinaus kann die visuelle Darstellung der prognostizierten und der tatsächlichen Werte einen ersten Eindruck über die Prognosegüte vermitteln.

Das von Hallman et al. entwickelte Preislückenkonzept repräsentiert einen monetären Ansatz zur Erklärung und Prognose der kurzfristigen Preisdynamik. Inwieweit die relativ hohe Anpassungsgüte der in Kapitel 4.2.5 geschätzten „optimalen“  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle auch auf ihre Prognosefähigkeit übertragen werden kann, ist Gegenstand der folgenden Untersuchung. Der ex post-Prognosezeitraum umfasst die ersten drei Quartale des Jahres 2003. Die endogenen Variablen – die Vorquartalsinflationen des VPI und des BIP-Deflators – werden auf Basis der geschätzten Regressionskoeffizienten und Regressionsresiduen der „optimalen“  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle für den Zeitraum 1Q1974 – 4Q2002 prognostiziert. Die dabei gewählte statische Vorgehensweise, aktuelle (nicht geschätzte) Werte der exogenen und verzögerten endogenen Variablen werden zur Prognose der Inflationsrate herangezogen, entspricht drei aufeinander folgenden Ein-Schritt-Prognosen.<sup>206</sup> Die notwendigen Daten der exogenen Variablen für den Zeitraum 1Q2003 – 3Q2003 sind für die Preislücken auf Grundlage einer erneuten Schätzung der langfristigen realen Geldnachfragefunktion für den Zeitraum 1Q1974 – 3Q2003 sowie aus der Anwendung des HP-Filters auf die Zeitreihen des realen BIP und der Umlaufgeschwindigkeit der Geldmengenaggregate für die gleiche Zeitspanne über die langfristige Quantitätsgleichung gewonnen worden. Die verzögerten endogenen Inflationsraten entstammen zum Teil der Datenbasis der zugrunde liegenden Regressionsschätzungen. Nur die um ein und zwei Quartale verzögerten Werte greifen auf Daten des Prognosezeitraums zurück. Der Vergleich der Prognosegüte der acht Varianten zielt auf folgende zwei Fragestellungen ab: Treten sichtbare Unterschiede bei der Prognose der Vorquartalsinflationen des VPI gegenüber denen des BIP-Deflators auf und inwieweit hat die Wahl des Geld-

---

<sup>204</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 201ff.

<sup>205</sup> Vgl. ebenda, S. 207ff.

<sup>206</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 80.

mengenaggregates und Herleitungsweges der Preislücke Einfluss auf die Vorhersagegüte im Prognosezeitraum? Als Vergleichskriterien dienen der MAE und der RMSE. In den Tabellen 19 und 20 sind die Ergebnisse getrennt nach VPI und Deflator aufgelistet:

Tabelle 19: Prognosefehler VPI

	MAE	RMSE
M1-VPI-I. Preislücke	0,00230	0,00273
M1-VPI-II. Preislücke	0,00290	0,00339
M3-VPI-I. Preislücke	0,00244	0,00274
M3-VPI-II. Preislücke	0,00309	0,00351

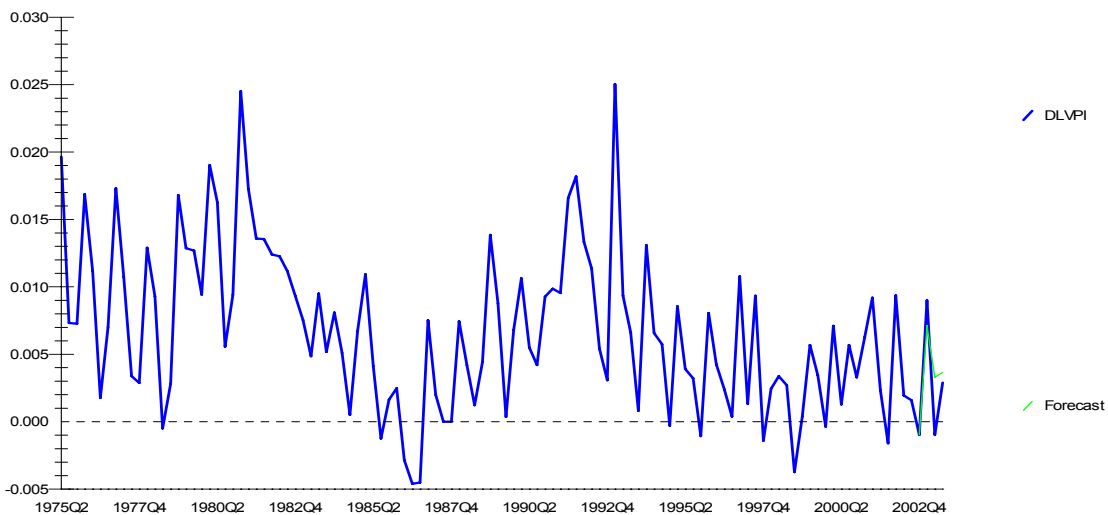
Tabelle 20: Prognosefehler Deflator

	MAE	RMSE
M1-DEF-I. Preislücke	0,00047	0,00051
M1-DEF-II. Preislücke	0,00032	0,00042
M3-DEF-I. Preislücke	0,00135	0,00135
M3-DEF-II. Preislücke	0,00044	0,00050

Bemerkung: RMSE ist die Wurzel des mittleren quadratischen Prognosefehlers; MAE ist der mittlere absolute Prognosefehler.

Die Resultate des MAE und RMSE für die acht Preislückenmodelle zeigen, dass im gewählten Prognosezeitraum 1Q2003 – 3Q2003 die Vorquartalsinflationsraten des VPI am exaktesten durch das M1-VPI-I.-Preislückenmodell und die des BIP-Deflators durch das M1-DEF-II. Preislückenmodell prognostiziert wurden. Beide Prognosefehlermaße gelangen zum gleichen Ergebnis. So weichen die prognostizierten Inflationsraten des VPI (Deflator) gegenüber den wahren Beobachtungswerten absolut im Mittel um 0,23 (0,032) Prozentpunkte ab bzw. erreichen für RMSE im Minimum einen Wert von 0,00273 (0,00042), d.h. im quadratischen Mittel weichen die prognostizierten Wachstumsraten des VPI (Deflator) im Durchschnitt um 0,273 (0,032) Prozentpunkte von den tatsächlichen Veränderungsdaten des ex post-Prognosezeitraums ab. Es sticht hervor, dass die Fehler bei der Prognose der Vorquartalsinflationsraten des BIP-Deflators deutlich unter denen des VPI liegen. Konträr dazu stehen die Ergebnisse der Anpassungsgüte, in denen die vier Deflator-Preislückenmodellen geringe numerische Signifikanz- und Koeffizientenwerte innehatten und in zwei Fällen einen nicht signifikanten Preislückenterm aufwiesen. Die Resultate der Prognosefehlermaße werden durch die folgenden zwei Abbildungen, in denen die jeweiligen besten Prognosemodelle dargestellt werden, bestätigt.

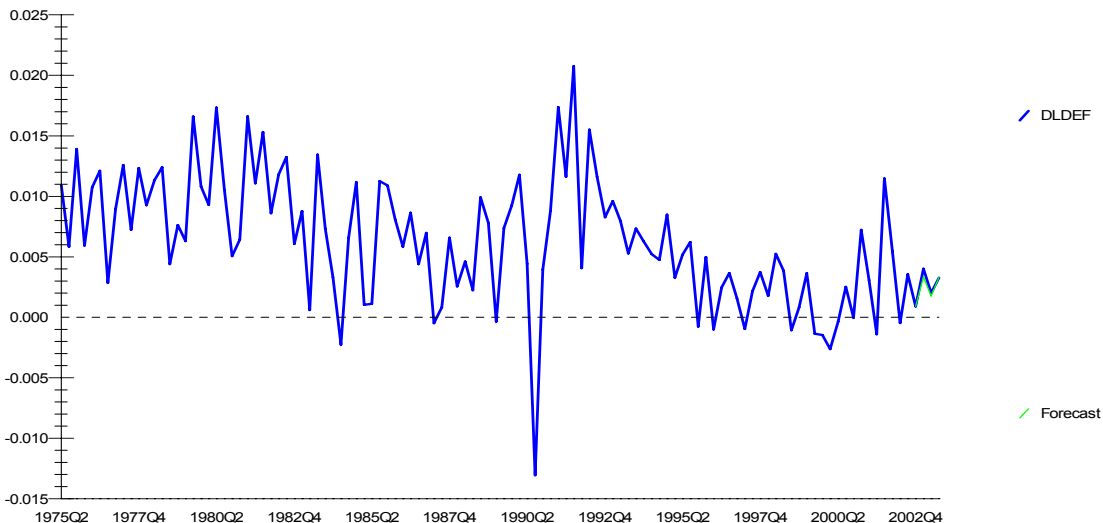
Abbildung 15: Prognosewerte des M1-VPI-I.-Preislückenmodell



Bemerkung:  $DLVPI$  ( $\Delta \ln VPI$ ) als näherungsweise Vorquartalswachstumsrate des Verbraucherpreisindex.

Abbildung 15 veranschaulicht, dass die prognostizierten Veränderungsrate des VPI im 2. und 3. Quartal oberhalb der tatsächlichen Raten lagen. Im Prognosezeitraum wurde die Preisdynamik des VPI durch die VPI-Fehlerkorrekturmodelle überschätzt.

Abbildung 16: Prognosewerte des M1-DEF-II.-Preislückenmodell



Bemerkung:  $DLDEF$  ( $\Delta \ln DEF$ ) als näherungsweise Vorquartalswachstumsrate des BIP-Deflators.

Demgegenüber überdecken die Prognosewerte die wahren Beobachtungswerte des Deflators, wobei die anderen drei Modelle eher zu einer Unterschätzung der Preisentwicklung neigten. Mögliche Ursachen sind einerseits in der unterschiedlichen Modellstruktur – im Gegensatz zum VPI beinhalten Deflator-Preislückenmodelle noch zwei weitere Regressoren: die um zwei Quartale verzögerte Inflationsrate und den Vereinigungs-Dummy – und andererseits in der divergierenden Entwicklung der beiden Preisindizes im Jahr 2003 zu sehen. Während der

BIP-Deflator im 2. Quartal 2003 mit 0,2 % eine leicht positive Preissteigerungsrate aufwies, reduzierten sich die Verbraucherpreise gegenüber dem ersten Quartal 2003 leicht (-0,1%). Zudem wirkte die Aufwertung der Gemeinschaftswährung dämpfend auf die Importpreise und damit auf die Verbraucherpreise ein. Dieser Wechselkurseffekt ist im Preisindex BIP-Deflator nicht direkt enthalten. Weiterhin könnten die Zurückhaltung der Verbraucher und die Wettbewerbssituation im Einzelhandel einen zeitweisen Rückgang der Verbraucherpreise mit verursacht haben. Die Fragestellung, ob die unterschiedlichen Herleitungswege der Preislücken und die Verwendung der beiden Geldmengenaggregate Einfluss auf die Prognosegüte entfalten, ist wie folgt zu beantworten: Preislückenmodelle, aufbauend auf dem enger definierten Aggregat M1, zeichnen sich gegenüber den M3-Modellen nur durch geringfügig niedrigere Prognosefehler aus. In diesem Punkt stimmt die Beurteilung der Modellvalidität mit der Beurteilung der Prognosegüte überein. Ferner hat der Bestimmungsweg der Preislücke keine generellen Auswirkungen auf die Prognosefähigkeit. Zusammenfassend ist festzustellen, dass die „optimalen“ P\*-Fehlerkorrekturmodelle im Prognosezeitraum die Entwicklung des BIP-Deflators besser vorhersagten als die des Verbraucherpreisindex. Insbesondere die Varianten auf Basis der Geldmenge M1 waren den M3-Preislückenmodellen leicht überlegen. Einschränkung muss darauf hingewiesen werden, dass die erzielten Ergebnisse stark vom gewählten ex post-Prognosezeitraum abhängen und dieser mit drei Quartalen recht kurz ist.

Als Nächstes wird der ex post-Prognosezeitraum verlassen und eine ex ante-Prognose der Preisentwicklung des 4. Quartals 2003 erstellt. Die Grundlage der Ein-Schritt-Prognose bilden die in Tabelle 18 aufgeführten geschätzten Regressionskoeffizienten der „optimalen“ Fehlerkorrekturmodelle. Die mit ex ante-Prognosen üblicherweise einhergehende Problematik der Schätzung der exogenen Variablen tritt hier nicht auf, da in den „optimalen“ Preislückenmodellen nur verzögerte Größen enthalten sind. Diese liegen bis einschließlich des 3. Quartals 2003 vor. Nach Einsetzen der aktuellen Beobachtungswerte in die geschätzten Regressionsgleichungen ergeben sich für die Wachstumsrate des VPI und des Deflators im 4. Quartal 2003 jeweils folgende vier Prognosewerte:

Tabelle 21: Ex ante-Prognosen der Inflationsraten des 4. Quartals 2003 in %

	$\Delta vpi_{t=4Q2003}$		$\Delta def_{t=4Q2003}$
M1-VPI-I.-Preislücke	0,26	M1-DEF-I.-Preislücke	0,34
M1-VPI-II.-Preislücke	0,25	M1-DEF-II.-Preislücke	0,29
M3-VPI-I.-Preislücke	0,07	M3-DEF-I.-Preislücke	0,20
M3-VPI-II.-Preislücke	0,28	M3-DEF-II.-Preislücke	0,33

Die Prognosewerte reichen von einer 0,07 bis 0,28 %-igen Zunahme des VPI im 4. Quartal 2003 gegenüber dem Indexstand des Vorquartals und für die Inflationsrate des Deflators von 0,20 bis 0,34 Prozentpunkte. Der geringste Preisauftrieb resultiert mit 0,07 % aus dem M3-VPI-I.-Preislücken-Modell; der höchste mit einer Steigerung gegenüber dem Vorquartal um 0,34 % auf Basis des Preislückenmodells der M1-DEF-II.-Preislücke. Grundsätzlich gibt die ex ante-Prognose einen leicht stärkeren Auftrieb des Inlandspreisniveaus gegenüber den Verbraucherpreisen wieder. Bis auf den Prognosewert des M3-VPI-I.-Preislücken-Modells sind systematische Unterschiede zwischen den Bestimmungswegen der Preislücken und den Geldmengenaggregaten nicht zu erkennen. Die Beurteilung der Güte der Prognose der Inflationsrate des 4. Quartals obliegt dem interessierten Leser dieser Arbeit. Darüber hinaus gehende ex ante-Prognosen für längere Zeithorizonte können in Anlehnung an Gottschalk und Bröck wie folgt vorgenommen werden.<sup>207</sup> Im ersten Schritt bedarf es der Prognose des gleichgewichtigen Preisniveaus. Entsprechend der Gleichung (9) setzt dies die Prognose der gleichgewichtigen Werte der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes, des realen Bruttoinlandsprodukts sowie der Geldmenge voraus. Gottschalk und Bröck beschreiben vielfältige Verfahren:<sup>208</sup> u. a. Potenzialschätzungen des Wachstums des realen BIP, durchschnittliche Veränderungsraten der Umlaufgeschwindigkeit der letzten vier Jahre oder  $v^*$  über die Einkommenselastizität der Geldnachfrage bestimmen und Prognosen der Geldmengenentwicklung mittels der Fortschreibung Auto-Regressiver-Prozesse AR(2) in den ex ante-Prognosezeitraum. Hierbei gilt zu beachten, dass die exogenen Variablen einfacher zu prognostizieren sein müssen als die endogene Variable, da ansonsten der praktische Nutzen einer ökonometrischen Prognose zweifelhaft wäre.<sup>209</sup> Wurde die Prognose für  $p_t^*$  erstellt, kann die Preislücke  $(p_t - p_t^*)$  berechnet und die Inflationsrate der Folgeperiode  $\Delta p_{t+1}$  prognostiziert werden. Anschließend wird aus der prognostizierten Wachstumsrate  $\Delta p_{t+1}$  das Preisniveau der Folgeperiode  $p_{t+1}$  errechnet und ein Prognosewert der Preislücke  $(p_{t+1} - p_{t+1}^*)$  erstellt. Dieser wiederum dient als Input der Inflationsprognose der nächsten Periode. Der iterative Prognoseprozess kann fortgesetzt werden, solange die Vorhersage des Gleichgewichtspreisniveaus über die Größen der langfristigen Quantitätsgleichung gerechtfertigt erscheint. Auf eine Prognose der Inflationsentwicklung in den Quartalen des Jahres 2004 wird im Rahmen dieser Arbeit verzichtet.

<sup>207</sup> Vgl. Gottschalk/Bröck (2000), S. 83ff.

<sup>208</sup> Vgl. ebenda.

<sup>209</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 200.



## 5 Schlussfolgerungen und Schlusswort

Das Anliegen dieses Beitrags bestand in der Darstellung des kurz- und langfristigen statistischen Zusammenhangs zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in Deutschland. Die langfristige Beziehung beider Größen gründete auf dem monetären Transmissionsmechanismus sowie der Quantitätstheorie des Geldes und wurde mittels diverser statistischer Methoden untersucht. Die Analyse des kurzfristigen Zusammenhangs zwischen Geldmengen und Preisen erfolgte im Rahmen des  $P^*$ -Ansatzes. Dieser fußt auf der ökonomischen Gleichgewichtsanalyse und der Kointegrationsmethodologie nach Engle und Granger. Die Geldmenge wurde in eine Indikatorvariable  $P^*$  transformiert, die mit dem Preisniveau eine Kointegrationsbeziehung eingeht. In die Untersuchung wurden zwei Geldmengenaggregate, Preisindizes und Herleitungswege der Preislücke einbezogen. Das Aufzeigen eventueller Unterschiede zwischen den verschiedenen statistischen Größen war wesentlicher Bestandteil der in Kapitel vier durchgeführten Analysen.

Die Resultate der Untersuchungen der langfristigen Beziehung zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung auf Grundlage der graphischen Darstellung, der Korrelations- und Regressionsanalyse sowie der Abbildung der Quantitätsgleichung mittels der Durchschnitte der jährlichen Wachstumsraten zeigen, dass in der Bundesrepublik auf mittlere bis lange Sicht ein stabiler Zusammenhang besteht, wobei im Beobachtungszeitraum 1974 – 2002 die Geldmenge der Preisentwicklung vorausläuft. Der Granger-Kausalitätstest bestätigt den funktionalen Zusammenhang, dass die Geldmenge als erklärende Variable kausal zur Preisentwicklung ist. Die Stabilität der Beziehung nimmt mit der Verkürzung des Analysehorizonts ab. Insbesondere die Korrelations- und Regressionsanalyse veranschaulichen den lockeren Zusammenhang für die kurze Frist. Ferner zeigen die Untersuchungen, dass das breiter definierte Geldmengenaggregat M3 gegenüber der Geldmenge M1 in einem engeren Verhältnis zur Preisentwicklung steht. Folglich sollte der Geldmenge M3 im Rahmen der von Zentralbanken verfolgten langfristigen Strategie der Geldmengensteuerung Vorrang erteilt werden. Zur Abbildung des geldpolitischen Endziels (Preisniveaustabilität) erscheint aus statistischer Sicht der Verbraucherpreisindex gegenüber dem BIP-Deflator überlegen. Zum einen ist er schneller verfügbar als der Deflator; zum anderen steht er in einem festeren Zusammenhang zur Geldmenge M3. Aus geldtheoretischer Sicht ist gegen die Verwendung von M3 einzuwenden, dass Teile von M3 nicht nur aus dem Transaktionsmotiv, sondern auch aus dem Wertaufbewahrungsmotiv gehalten werden.<sup>210</sup> Überdies können Umschichtungen in den Portfolios der Wirtschaftssub-

---

<sup>210</sup> Vgl. Schaal (1998), S. 27.

jekte die Geldmengenentwicklung erheblich beeinflussen. Die kurzfristig begrenzte Indikatorfähigkeit der Geldmenge soll durch das von Hallman et al. entwickelte Preislückenmodell überwunden werden. Die Untersuchung des kurzfristigen Zusammenhangs zwischen dem aus der Geldmenge abgeleiteten Gleichgewichtspreisniveau und der aktuellen Preisentwicklung ergibt, dass die Anforderungen an eine kointegrierende Beziehung erfüllt werden und die Schätzungen der  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodelle in sechs von acht Fällen einen signifikanten Einfluss der Preislücke ausweisen. Modelle auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung sind denen der Regressionsresiduen der langfristigen realen Geldnachfragefunktion überlegen. Darüber hinaus weichen die Ergebnisse der Beurteilung der Modellvalidität von der Prognosevalidität der „optimalen“ Preislückenmodelle in einem Punkt voneinander ab. Während M1- und M3-VPI-Modelle sich im durch eine relativ hohe Anpassungsgüte auszeichnen, sind M1-Deflator-Modelle mit der höchsten Prognosegüte im ex post-Prognosezeitraum behaftet. Einschränkung muss darauf hingewiesen werden, dass die Preislücke als monetärer Indikator, auf Grund der geringen Anpassungskoeffizienten, nicht im Stande wäre, die kurzfristige Preisdynamik allein zu erklären. Erst die Aufnahme verzögerter Inflationsraten trägt zur Stabilisierung der Schätzungen bei. Überdies wäre die Integration von Kostenvariablen, wie die Import- und Erzeugerpreise, Lohnstückkosten, der Wechselkursentwicklung und der Verlauf der Zinsstrukturkurve als kurzfristige Inflationsindikatoren in das  $P^*$ -Fehlerkorrekturmodell ratsam.<sup>211</sup> Kurzfristig wird die Bedeutung der Geldmenge für die Preisentwicklung relativiert.<sup>212</sup> Ein wesentlicher Kritikpunkt am  $P^*$ -Ansatz stellt die fehlende quantitative Aussagefähigkeit des monetären Indikators Preislücke für die praktische Geldpolitik dar.<sup>213</sup> Aus dem Vorzeichen kann lediglich eine Tendenz der Inflationsentwicklung (Verlangsamung bzw. Beschleunigung der Preisentwicklung) abgeleitet werden. Eine positive wie negative Preislücke gibt keinen Aufschluss über den erforderlichen Umfang der geldpolitischen Reaktion der Zentralbank.<sup>214</sup> Die getroffenen geldpolitischen Implikationen zur Vorlaufseigenschaft der Geldmenge M3 müssen sinnvollerweise durch den Nachweis der Stabilität der Geldnachfrage und der Kontrollierbarkeit der Geldmenge durch die Zentralbank erweitert werden.<sup>215</sup> Diese Arbeit war auf den Nachweis der Stabilität der Beziehung der Zwischenzielvariable Geldmenge bzw. der Indikatorvariable  $P^*$  zum geldpolitischen Endziel Preisniveaustabilität beschränkt.

---

<sup>211</sup> Vgl. Österreichische Nationalbank (2000), S. 116ff.

<sup>212</sup> Vgl. Kirchner (2001), S. 82.

<sup>213</sup> Vgl. Bofinger/Reischle/Schächter (1996), S. 589.

<sup>214</sup> Vgl. ebenda.

<sup>215</sup> Vgl. Wagner/Kißmer (2002), S. 39.



Abschließend sei vermerkt, dass die Kointegrationsanalyse und das Fehlerkorrekturmodell den langfristig stabilen Zusammenhang zwischen Geldmengen und Preisen auch auf die kurze Frist übertragen. Das langfristige Gleichgewichtstreben beider Größen wurde dabei um die Modellierung des kurzfristigen Anpassungsverhaltens ergänzt. Folglich besteht die Möglichkeit, die in trendbehafteten Zeitreihen enthaltenen langfristigen Niveauinformationen bei der Analyse der kurzfristigen Preisdynamik zu berücksichtigen. Dem Modell der „Preislücke“ sollte im Rahmen der geldpolitischen Strategie der Europäischen Zentralbank mehr Gewicht eingeräumt werden.



## Anhang A DF- und ADF-Einheitswurzeltest

Bei dem 1979 von Dickey und Fuller entwickelten Einheitswurzeltest (DF-Test) wird die Nullhypothese der Nicht-Stationarität gegen die Alternativhypothese der Stationarität der zugrunde liegenden Zeitreihe untersucht. Den Ausgangspunkt bildet die Approximation der Zeitreihe durch einen Autoregressiven-Prozess erster Ordnung AR(1):<sup>216</sup>

$$(43) \quad y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

Anschließend wird die Gleichung (43) durch Bildung der ersten Differenzen umgeformt:

$$(44) \quad y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad \text{mit } \phi = (\rho - 1)$$

Die Hypothesen werden dann wie folgt konkretisiert:

$$H_0 : \phi \geq 0 \quad \text{Nicht - Stationarität}$$

$$H_1 : \phi < 0 \quad \text{Stationarität}$$

Zur Durchführung des DF-Tests wird Gleichung (44) als gewöhnliches Regressionsmodell interpretiert und der Parameter  $\phi$  mittels einer OLS-Schätzung bestimmt und einseitig getestet. Hierbei soll die Negativität von  $\hat{\phi}$  überprüft werden. Nur wenn  $\hat{\phi}$  negativ ist, liegt  $\rho$  unter Eins. Ist der ermittelte t-Wert des Regressionskoeffizienten kleiner als der negative kritische Wert, kann die Nullhypothese verworfen werden und die Zeitreihe  $y_t$  ist unter Beachtung des Fehlers 1. Art stationär. Ist der ermittelte t-Wert nicht kleiner als der kritische Wert, wird eine erneute Bildung der ersten Differenzen vorgenommen und das neue Regressionsmodell geschätzt. Kann die Nullhypothese abgelehnt werden, ist der ursprünglich nichtstationäre Prozess durch Differenzenbildung in einen stationären überführt worden, d.h. er ist integriert vom Grade Eins I(1). Kann  $H_0$  nicht abgelehnt werden, ist eine erneute Differenzenbildung (d-mal) vorzunehmen. Bei Ablehnung der Nichtstationarität ist die Zeitreihe dann integriert der Ordnung  $d$  (I( $d$ )). Die kritischen Werte wurden von Dickey und Fuller durch Simulationsstudien hergeleitet. Kritisch ist anzumerken, dass beim DF-Test die geschätzten Residuen den White-Noise-Eigenschaften gerecht werden muss. Bei autokorrelierten Störtermen ist der Augmented Dickey-Fuller-Test anzuwenden. Dabei werden verzögerte endogene Variablen zur Approximation der Autokorrelation des Störterms als weitere Regressoren aufgenommen.<sup>217</sup>

$$(45) \quad \Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Die Störvariable erfüllt nun die klassischen Anforderungen und die OLS-Schätzung kann erfolgen. Wobei zu beachten ist, dass nur so viele Verzögerungen aufgenommen werden soll-

<sup>216</sup> Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger (2001), S. 232.

<sup>217</sup> Vgl. ebenda, S. 233.

ten wie nötig, um die Autokorrelation zu beseitigen. Als Hilfsinstrument kann z.B. das Schwarz-Bayesian-Informationskriterium herangezogen werden. Die Aufnahme der verzögerten endogenen Variablen ändert die kritischen Werte nicht.

## Anhang B Regressionsresultate VAR(2)-Modelle

In Tabelle 22 sind die Resultate der VAR(2)-Modellschätzungen zusammengefasst:

Tabelle 22: Resultate der VAR(2)-Schätzungen

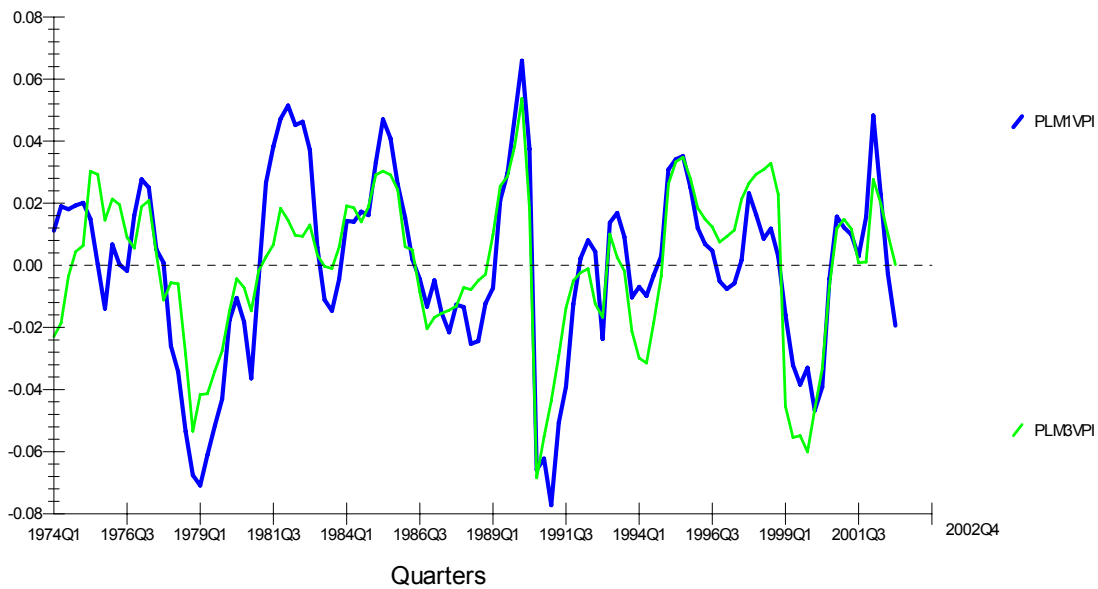
Paar	abhängige Variable	Regressoren				
1	$\Delta \ln MI$	0,52 $\Delta \ln MI_{t-1}$ + 0,22 $\Delta \ln MI_{t-2}$ - 0,18 $\Delta \ln VPI_{t-1}$ + 0,62 $\Delta \ln VPI_{t-2}$	(2,35)	(0,96)	(-0,20)	(0,78)
	$\Delta \ln VPI$	0,11 $\Delta \ln MI_{t-1}$ - 0,003 $\Delta \ln MI_{t-2}$ + 1,23 $\Delta \ln VPI_{t-1}$ - 0,51 $\Delta \ln VPI_{t-2}$	(2,35)	(-0,06)	(6,85)	(-3,14)
2	$\Delta \ln MI$	0,57 $\Delta \ln MI_{t-1}$ + 0,16 $\Delta \ln MI_{t-2}$ + 1,13 $\Delta \ln DEF_{t-1}$ - 0,55 $\Delta \ln DEF_{t-2}$	(2,71)	(0,77)	(1,31)	(-0,67)
	$\Delta \ln DEF$	0,002 $\Delta \ln MI_{t-1}$ + 0,07 $\Delta \ln MI_{t-2}$ + 0,79 $\Delta \ln DEF_{t-1}$ - 0,04 $\Delta \ln DEF_{t-2}$	(0,04)	(1,50)	(4,05)	(-0,23)
3	$\Delta \ln M3$	0,37 $\Delta \ln M3_{t-1}$ + 0,34 $\Delta \ln M3_{t-2}$ + 0,27 $\Delta \ln VPI_{t-1}$ + 0,20 $\Delta \ln VPI_{t-2}$	(1,85)	(1,57)	(0,35)	(0,28)
	$\Delta \ln VPI$	0,11 $\Delta \ln M3_{t-1}$ + 0,04 $\Delta \ln M3_{t-2}$ + 1,11 $\Delta \ln VPI_{t-1}$ - 0,48 $\Delta \ln VPI_{t-2}$	(2,47)	(0,84)	(6,73)	(-3,14)
4	$\Delta \ln M3$	0,36 $\Delta \ln M3_{t-1}$ + 0,32 $\Delta \ln M3_{t-2}$ + 1,34 $\Delta \ln DEF_{t-1}$ - 0,70 $\Delta \ln DEF_{t-2}$	(1,78)	(1,61)	(1,70)	(-0,94)
	$\Delta \ln DEF$	0,02 $\Delta \ln M3_{t-1}$ + 0,10 $\Delta \ln M3_{t-2}$ + 0,74 $\Delta \ln DEF_{t-1}$ - 0,08 $\Delta \ln DEF_{t-2}$	(0,42)	(1,99)	(3,82)	(-0,45)

Bemerkung: Unter den geschätzten Koeffizienten sind die jeweiligen t-Werte abgebildet.

## Anhang C Preislücken

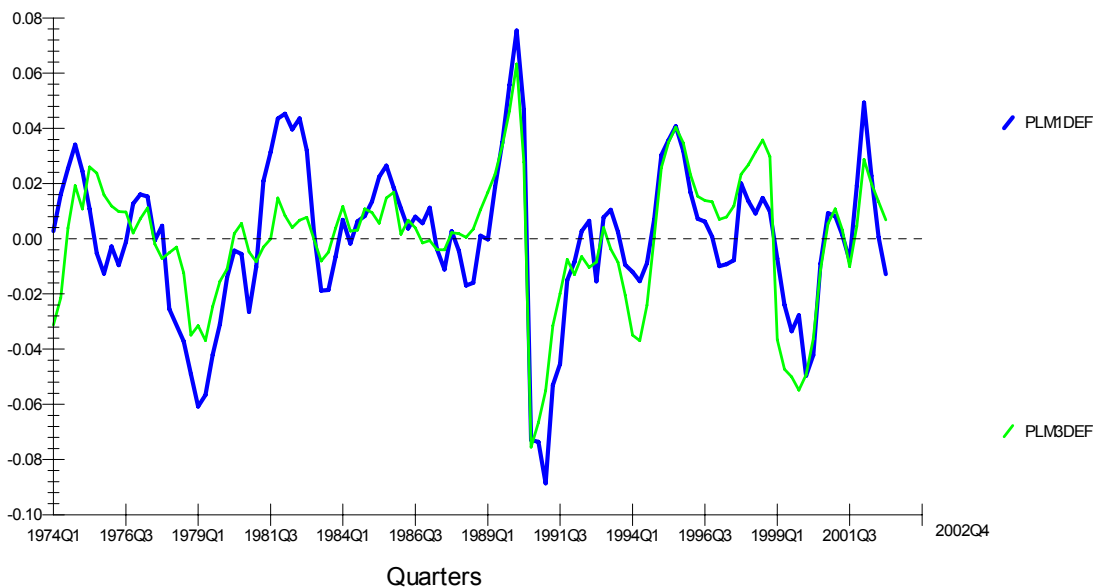
In den Abbildungen 17 und 18 sind die Preislücken auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung jeweils für einen Preisindex dargestellt.

Abbildung 17: VPI-I.-Preislücken



Bemerkung: VPI-Preislücken auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung

Abbildung 18: Deflator-I.-Preislücken



Bemerkung: Deflator-Preislücken auf Basis der langfristigen Quantitätsgleichung

## Literaturverzeichnis

**Alecke, B.** (2001): Preislücke, Kointegration und Kausalität – Eine zeitreihenanalytische Untersuchung der Geldmengenentwicklung seit 1973, in: Kredit und Kapital, Heft 1, S. 76 – 105.

**Banerjee, A./Dolado, J./Galbraith, J.W./Hendry, D.F.** (1993): Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford.

**Bofinger, P./Reischle, J./Schächter, A.** (1996): Geldpolitik – Ziele, Institutionen, Strategien und Instrumente, München.

**Borchert, M.** (1997): Geld und Kredit, 5. Aufl., München.

**Borutta, H.** (1994): Integrierte Prozesse und gemeinsame Trends, Stuttgart.

**Deutsche Bundesbank** (1999): Monetäre Analyse für das Euro-Währungsgebiet, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, März, Frankfurt am Main, S. 15 – 29.

**Deutsche Bundesbank** (1998): Probleme der Inflationsmessung, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, Mai, Frankfurt am Main, S. 53 – 66.

**Deutsche Bundesbank** (1996): Die Konzeption der Geldpolitik in Deutschland, URL: [http://www.bundesbank.de/presse/download/geldpolitik\\_bundesbank\\_199610.pdf](http://www.bundesbank.de/presse/download/geldpolitik_bundesbank_199610.pdf) vom 12.10.2003.

**Deutsche Bundesbank** (1992): Zum Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, Januar, Frankfurt am Main, S. 20 – 29.

**Duwendag, D./Ketterer, K.-H./Kösters, W./Pohl, R./Simmert, D.** (1999): Geldtheorie und Geldpolitik in Europa: eine problemorientierte Einführung, 5. Aufl., Berlin.

**Dwyer, G.P./Hafer, R.W.** (1999): Are Money Growth and Inflation Still Related?, in: Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, Second Quarter, Atlanta, S. 32 – 43.

**Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Dreger, C.** (2001): Ökonometrie. Grundlagen – Methoden - Beispiele, 2. Aufl., Wiesbaden.

**Engle, R.F./Granger, C.W.J.** (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, in: *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, S. 251 – 276.

**EZB** (2003a): Ergebnis der von der EZB durchgeführten Überprüfung ihrer geldpolitischen Strategie, in: Monatsbericht der EZB, Juni, Frankfurt am Main, S. 87 – 102.

**EZB** (2003b): Pressemitteilung vom 8. Mai über die geldpolitische Strategie der EZB, in: Monatsbericht der EZB, Mai, Frankfurt am Main, S. 8 – 9.

**EZB** (2001a): Bereinigung der Geldmenge M3 um die von Ansässigen außerhalb des Euro-Währungsgebiets gehaltenen marktfähigen Finanzinstrumente, in: Monatsbericht der EZB, November, Frankfurt am Main, S. 12 – 16.

**EZB** (2001b): Berechnungsfragen im Zusammenhang mit der Einbeziehung von marktfähigen Finanzinstrumenten in die Geldmenge M3 im Eurogebiet, in: Monatsbericht der EZB, Mai, Frankfurt am Main, S. 9 – 11.

**EZB** (2001c): Aktualität und Zuverlässigkeit von Statistiken, in: Monatsbericht der EZB, Januar, Frankfurt am Main, S. 49 – 50.

**EZB** (2000a): Die zwei Säulen der geldpolitischen Strategie der EZB, in: Monatsbericht der EZB, November, Frankfurt am Main, S. 41 – 53.

**EZB** (2000b): Preis- und Kostenindikatoren für das Euro-Währungsgebiet: ein Überblick, in: Monatsbericht der EZB, August, Frankfurt am Main, S. 35 – 53.

**EZB** (2000c): Geldpolitische Transmission im Euro-Währungsgebiet, in: Monatsbericht der EZB, Juli, Frankfurt am Main, S. 45 – 62.

**Faber, M./Ruoss, E.** (2000): Geld und Geldpolitik, in: *Bildung und Wirtschaft*, Heft 1, Zürich, S. 1 – 8.

**Gerdemeier, D.** (2002): Vorlesung Geldpolitik in Europa, URL: <http://www.iww.uni-karlsruhe.de/lehre/veranstaltungen/WS0304/26102/downloads/> vom 12.10.2003.

**Gottschalk, J./Bröck, S.** (2000): Inflationsprognosen für den Euro-Raum: Wie gut sind P\*-Modelle ?, in: Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 69. Jg., Heft 1, Kiel, S. 69 – 89.

**Greiber, C./Herz, B./Müller, M.** (2002): Geldtheorie und Geldpolitik, URL: [http://www.uni-bayreuth.de/departments/re/lehrstuehle/vw11/veroeffent/herz/geldtheorie\\_geldpolitik.pdf](http://www.uni-bayreuth.de/departments/re/lehrstuehle/vw11/veroeffent/herz/geldtheorie_geldpolitik.pdf) vom 12.10.2003.

**Görgens, E./Ruckriegel, K./Seitz, F.** (1999): Europäische Geldpolitik, Düsseldorf.

**Hafer, R.W.** (2001): What Remains of Monetarism, in: Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, Fourth Quarter, Atlanta, S. 13 – 33.

**Hahn, E.** (1999): EZB: Geldpolitische Lockerung erforderlich, in: DIW-Wochenbericht, Nr. 14-2, Berlin.

**Hallman, J.J./Porter, R.D./Small, D.H.** (1991): Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run ?, in: American Economic Review, Vol. 81, S. 841 – 858.

**Hallman, J.J./Porter, R.D./Small, D.H.** (1989): M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level, in: Federal Reserve Bulletin, April, Washington.

**Hassler, U.** (2000): Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration, Berlin.

**Hayo, B.** (2002): Empirische Monetäre Ökonomik, URL: <http://www.statoek.wiso.uni-goettingen.de/veranstaltungen/EmpMonOeko.pdf> vom 15.10.2003.

**Herwartz, H./Reimers, H.-E.** (2001): Long-Run Links Among Money, Prices, and Output: World-Wide Evidence, in: Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 14, Frankfurt am Main.

**Hodrick, R.J./Prescott, E.C.** (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 29, S. 2 – 16.



**Hoffmeister, W.** (1997): Quantitative Methoden: eine Einführung für Wirtschaftswissenschaftler, Stuttgart.

**Issing, O.** (1998): Einführung in die Geldtheorie, 11. Aufl., München.

**Issing, O.** (1996): Einführung in die Geldpolitik, 6. Aufl., München.

**Issing, O./Tödter, K.-H.** (1995): Geldmenge und Preise im vereinigten Deutschland, in: Dwendag (Hrsg.): Neuere Entwicklungen in der Geldtheorie und Währungspolitik, Berlin, S. 97 – 123.

**Issing, O.** (1992): Theoretische und empirische Grundlagen der Geldmengenpolitik der Deutschen Bundesbank, in: HWWA-Wirtschaftsdienst, Heft X, Hamburg, S. 537 – 548.

**Jarchow, H.-J.** (1998): Theorie und Politik des Geldes I, 10. Aufl., Göttingen.

**Kirchner, R./Fuhrmann, W.** (2002): Inflationsprognosen durch  $P^*$ -Modelle, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 9, München, S. 486 – 491.

**Kirchner** (2001): Das Prognosemodell der „Preislücke“ für ausgewählte europäische Länder, Potsdam.

**Lütkepohl, H./Wolters, J.** (Hrsg.) (1999): Money Demand in Europe, Heidelberg.

**Lütkepohl, H.** (1991): Analyse trendbehafteter multipler Zeitreihen, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 75. Band, Göttingen, S. 103 – 123.

**Nautz, D.** (1998): Wie brauchbar sind Multiplikatorprognosen für die Geldmengensteuerung der Bundesbank?, in: Kredit und Kapital, Heft 2, S. 171 – 189.

**Österreichische Nationalbank** (2000): Berichte und Studien 2/2000, Wien.

**Polleit, T.** (2003): Es ist zuviel Geld im Umlauf, in: FAZ vom 17.11.2003.

**Rönz, B./Strohe, H.G.** (Hrsg.) (1994): Lexikon Statistik, Wiesbaden.

**Schaal, P.** (1998): Geldtheorie und Geldpolitik, 4. Aufl., München.

**Scheide, J./Trabandt, M.** (2000): Predicting Inflation in Euroland – The Pstar Approach, in: Kiel Working Paper, No. 1019, Kiel.

**Schmerbach, S.** (2001): Wirtschafts- und Bevölkerungsstatistik I, Berlin.

**Schneeweiß, H.** (1990): Ökonometrie, 4. Aufl., Heidelberg.

**Schöler, K.** (1989): Zu den Kausalitätsbeziehungen zwischen Geldmenge, Sozialprodukt und Preisniveau, in: Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Nr. 109, Berlin, S. 287 – 301.

**Sellien, R./Sellien, H.** (Hrsg.) (1988): Gabler Wirtschafts-Lexikon, 12. Aufl., Wiesbaden.

**Statistisches Bundesamt** (2003a): Verbraucherpreisindex für Deutschland, URL: <http://www.destatits.de/basis/d/preis/vpiinfo4.htm> vom 28.10.2003.

**Statistisches Bundesamt** (2003b): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, URL: <http://www.destatis.de/basis/d/vgr/vgrtxt.htm> vom 28.10.2003.

**Tanner, E.J.** (1993): Did Monetarism Die in the 1980s ?, in: Journal of Economic and Business, Nr. 45, S. 213 – 229.

**Tietmeyer, H.** (1996): Der Beitrag der Währungspolitik zur europäischen Integration, in: Presseartikel der Deutschen Bundesbank, Nr. 38, Frankfurt am Main.

**Tödter, K.-H.** (2002): Monetäre Indikatoren und geldpolitische Regeln im P-Stern-Modell, in: Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 18, Frankfurt am Main.

**Tödter, K.-H./Reimers, H.-E.** (1994): P-Star as a Link Between Money and Prices in Germany, in: Weltwirtschaftliches Archiv, Band 130, Heft 2, Kiel, S. 273 – 289.

**Wagner, H./Kißmer, F.** (2002): Braucht die EZB eine „neue“ geldpolitische Strategie?, in: Diskussionsbeitrag der Fern-Universität Hagen, Nr. 315, Hagen.

**Wolters, J./Nautz, D.** (1995): Die Entwicklung langfristiger Kreditzinssätze: Eine empirische Analyse, in: Kredit und Kapital, Berlin, S. 481 – 509.

**Wolters, J.** (1995): Kointegration und Zinsentwicklung im EWS – Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung, in: Allgemeines Statistisches Archiv, 79. Band, Göttingen, S. 146 – 169.

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe

ISSN 0949-068X

- Nr. 9 1997 Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Russland  
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg -
- Nr. 10 1998 Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia  
and Ukraine – A Statistical Analysis
- Nr. 11 1999 Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von  
Marktprozessen
- Nr. 12 1999 Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation –  
Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und  
Russland
- Nr. 13 1999 Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch kon-  
zentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine statisti-  
sche Langzeitanalyse der Gewerbezahlungen seit 1882
- Nr. 14 1999 Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Con-  
sumer Prices
- Nr. 15 1999 Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration  
– Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbriefteter Immo-  
bilienanlagen -
- Nr. 16 2000 Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick ü-  
ber die indonesische Wirtschaft
- Nr. 17 2000 Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinomialen Logit-  
Modellen
- Nr. 18 2002 Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammen-  
hänge zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Be-  
cken vor und nach der Asiatischen Krise 1997
- Nr. 19 2002 Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in  
der Ukraine
- Nr. 20 2003 Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Han-  
dels zwischen Georgien und Deutschland
- Nr. 21 2004 Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang  
zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer koin-  
tegrierenden Beziehung

Bezugsquelle : Universität Potsdam  
Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie der  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät  
Postfach 90 03 27, D-15539 Potsdam  
Tel. (+49 331) 977-32 25  
Fax. (+49 331) 977-32 10

