

**Ergebnisse der ökonometrischen  
Untersuchung zum  
Forschungsprojekt  
Wirtschaftspolitische Regime  
westlicher  
Industrienationen \***

**Ulrich Fritsche**

Paper No. 24, März 2006

Working Papers of the  
Business Institute Berlin at the  
Berlin School of Economics (FHW-Berlin)  
Badensche Str. 50-51, D-10825

Editors:

Gert Bruche, [gbruche@fhw-berlin.de](mailto:gbruche@fhw-berlin.de)  
Hansjörg Herr, [hansherr@fhw-berlin.de](mailto:hansherr@fhw-berlin.de)  
Franz Herbert Rieger, [rieger@fhw-berlin.de](mailto:rieger@fhw-berlin.de)

ISSN 1436 3151

\* Ökonometrische Untersuchungen zum Buch: Micheal Heine, Hansjörg Herr, Cornelia Kaiser, „Wirtschaftspolitische Regime westlicher Industrienationen - Unterschiede, Wachstumsperspektiven und wirtschaftspolitische Optionen in ausgewählten Ländern“, Baden-Baden, Nomos-Verlag 2006.

Prof. Dr. Ulrich Fritsche arbeitet am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung Berlin als stellvertretender Abteilungsleiter und ist Juniorprofessor für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Empirische Wirtschaftsforschung an der Universität Hamburg.

<b>1</b>	<b>ZUR QUANTITATIVEN BESTIMMUNG FUNKTIONALER WIRTSCHAFTSPOLITIK .....</b>	<b>4</b>
1.1	ALLGEMEINE ÜBERLEGUNGEN .....	4
1.2	FISKALPOLITIK .....	4
1.3	LOHNPOLITIK .....	9
1.3.1	Messung der lohnpolitischen "Ausrichtung" über Lohnstückkostenanstieg und trendmäßige Inflationsrate.....	10
1.3.2	Messung der lohnpolitischen "Ausrichtung" über ein Lohn-Preis-System.....	11
1.4	GELDPOLITIK.....	15
1.4.1	Realzinsberechnung mit Kerninflationsrate und Glättung über Band-Pass-Filter	15
1.4.2	Schätzungen der Taylor-Regel .....	17
1.5	AUßENWIRTSCHAFT .....	22
1.5.1	GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs.....	23
1.5.2	Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs als Zustandsraum-Modell.....	23
<b>2</b>	<b>DAS REGIME IN DEN USA .....</b>	<b>26</b>
2.1	ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER LOHNPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEN USA	26
2.1.1	Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate.....	26
2.1.2	Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks .....	28
2.1.3	Diskussion der Ergebnisse .....	31
2.2	ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER FISKALPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEN USA .....	32
2.2.1	Bestimmung der antizyklischen Orientierung über Korrelationsanalyse .....	33
2.3	ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER GELDPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEN USA	41
2.3.1	Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter" .....	41
2.3.2	Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel" .....	42
2.3.3	Interpretation der ökonometrischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in den USA .....	48
2.4	ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER AUßENWIRTSCHAFTLICHEN SPIELRÄUME IN DEN USA .....	48
<b>3</b>	<b>DAS REGIME IN DER BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND.....</b>	<b>50</b>
3.1	ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER LOHNPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEUTSCHLAND .....	50
3.1.1	Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate.....	50
3.1.2	Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks .....	51
3.1.3	Diskussion der Ergebnisse .....	55

<b>3.2</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER FISKALPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEUTSCHLAND</b> .....	<b>56</b>
<b>3.3</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER GELDPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN DEUTSCHLAND</b> .....	<b>64</b>
3.3.1	<i>Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"</i> .....	64
3.3.2	<i>Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel"</i> .....	65
3.3.3	<i>Interpretation der ökonomischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in Deutschland</i> .....	71
<b>3.4</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER AUßENWIRTSCHAFTLICHEN SPIELRÄUME DER BRD</b> .....	<b>72</b>
3.4.1	<i>GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs</i> .....	72
3.4.2	<i>GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit der zyklischen Komponente des Wechselkurses</i> .....	75
3.4.3	<i>GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit US-amerikanischem Zinssatz</i> .....	78
3.4.4	<i>Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs als Zustandsraum-Modell</i> .....	81
3.4.5	<i>Schätzung einer Taylor-Regel mit der zyklischen Komponente des Wechselkurses als Zustandsraum-Modell</i> .....	83
<b>4</b>	<b>DAS REGIME IN JAPAN</b> .....	<b>86</b>
<b>4.1</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER LOHNPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN JAPAN</b> .....	<b>86</b>
4.1.1	<i>Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate</i> .....	86
4.1.2	<i>Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks</i> .....	87
4.1.3	<i>Diskussion der Ergebnisse</i> .....	90
<b>4.2</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE ANALYSE DER JAPANISCHEN FISKALPOLITIK</b> .....	<b>91</b>
<b>4.3</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE ANALYSE DER JAPANISCHEN GELDPOLITIK</b> .....	<b>98</b>
4.3.1	<i>Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"</i> .....	98
4.3.2	<i>Ausrichtung nach der Methode „Taylor-Regel“</i> .....	99
<b>4.4</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER AUßENWIRTSCHAFTLICHEN SPIELRÄUME IN JAPAN</b> .....	<b>105</b>
<b>4.5</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER LOHNPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN GROßBRITANNIEN</b> .....	<b>105</b>
4.5.1	<i>Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate</i> .....	105
4.5.2	<i>Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks</i> .....	106
4.5.3	<i>Diskussion der Ergebnisse</i> .....	109
<b>5</b>	<b>DAS REGIME IN GROßBRITANNIEN</b> .....	<b>110</b>
<b>5.1</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER FISKALPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN GROßBRITANNIEN</b> .....	<b>110</b>
<b>5.2</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER GELDPOLITISCHEN AUSRICHTUNG IN GROßBRITANNIEN</b> .....	<b>116</b>
5.2.1	<i>Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"</i> .....	116
5.2.2	<i>Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel"</i> .....	117

5.2.3	<i>Interpretation der ökonometrischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in Großbritannien</i> .....	122
<b>5.3</b>	<b>ÖKONOMETRISCHE BEURTEILUNG DER AUßENWIRTSCHAFTLICHEN SPIELRÄUME IN GROßBRITANNIEN</b> .....	<b>122</b>
5.3.1	<i>GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs</i> .....	122
<b>6</b>	<b>APPENDIX: SCHÄTZERGESBNISSE</b> .....	<b>125</b>
<b>6.1</b>	<b>ERGEBNISSE DER SCHÄTZUNG DER WIRTSCHAFTSPOLITISCHEN AUSRICHTUNG DER USA</b> .....	<b>125</b>
6.1.1	<i>Geldpolitik</i> .....	125
6.1.2	<i>Lohnpolitik</i> .....	137
<b>6.2</b>	<b>ERGEBNISSE DER SCHÄTZUNG DER WIRTSCHAFTSPOLITISCHEN AUSRICHTUNG JAPANS</b> .....	<b>138</b>
6.2.1	<i>Geldpolitik</i> .....	138
6.2.2	<i>Lohnpolitik</i> .....	151
6.2.3	<i>Fiskalpolitik</i> .....	152
<b>6.3</b>	<b>ERGEBNISSE DER SCHÄTZUNG DER WIRTSCHAFTSPOLITISCHEN AUSRICHTUNG DEUTSCHLANDS</b> .....	<b>153</b>
6.3.1	<i>Geldpolitik</i> .....	153
6.3.2	<i>Lohnpolitik</i> .....	167
<b>6.4</b>	<b>ERGEBNISSE DER SCHÄTZUNG DER WIRTSCHAFTSPOLITISCHEN AUSRICHTUNG GROßBRITANNIENS</b> .....	<b>177</b>
6.4.1	<i>Geldpolitik</i> .....	177
6.4.2	<i>Lohnpolitik</i> .....	187
6.4.3	<i>Fiskalpolitik</i> .....	189
6.4.4	<i>Außenwirtschaft</i> .....	190
<b>7</b>	<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS</b> .....	<b>194</b>
<b>8</b>	<b>TABELLENVERZEICHNIS</b> .....	<b>197</b>
<b>9</b>	<b>LITERATURVERZEICHNIS</b> .....	<b>199</b>

# 1 Zur quantitativen Bestimmung funktionaler Wirtschaftspolitik

## 1.1 Allgemeine Überlegungen

In den vorangehenden Kapiteln wurden die theoretisch abgeleiteten Anforderungen an die verschiedenen Bereiche der makroökonomischen Wirtschaftspolitik (Lohn-, Geld-, Fiskalpolitik sowie Außenwirtschaftsspielräume) dargelegt. Im vorliegenden Kapitel geht es um die Bestimmung und Klassifikation der Regime unter Verwendung ökonometrischer Methoden.

Dabei sind für die quantitative Bewertung der Ausrichtung von Wirtschaftspolitik unterschiedliche Ansätze zu unterscheiden, die im folgenden je nach Anwendbarkeit und Datenstand benutzt wurden:

1. Berechnung der Abweichung von theoretisch und ökonomisch begründeten Trendgrößen oder normativ gesetzten Werten. Dies gilt gemeinhin als Maß für restriktive oder expansive Politikausrichtung. Beispiele dafür sind Realzinsberechnungen unter Zuhilfenahme von Glättungsverfahren, Berechnungen sogenannter "struktureller" Defizite oder Produktionslücken. Auch die Berechnung lohnpolitischer "Zielverfehlungen" gehört in diese Kategorie.
2. Berechnungen zur Wirkung von Politik im Konjunkturzyklus (antizyklisch/prozyklisch/asymmetrisch). Dies geschieht entweder modellgestützt, im Rahmen statistischer Analyse (Korrelationsanalyse) oder im Rahmen von Modellen mit zeitvariablen Koeffizienten.

Im Folgenden werden die verwendeten Verfahren für die einzelnen Politikbereiche beschrieben, während kompliziertere ökonometrische Sachverhalte und Methoden im Anhang erläutert sind. Die dargestellten Methoden werden für die empirischen Untersuchungen in den Länderstudien verwendet, die dann zusammen mit einer narrativen Analyse die Grundlage für die Diskussion der Wirkung und Interaktion der verschiedenen Politikbereiche bilden.

## 1.2 Fiskalpolitik

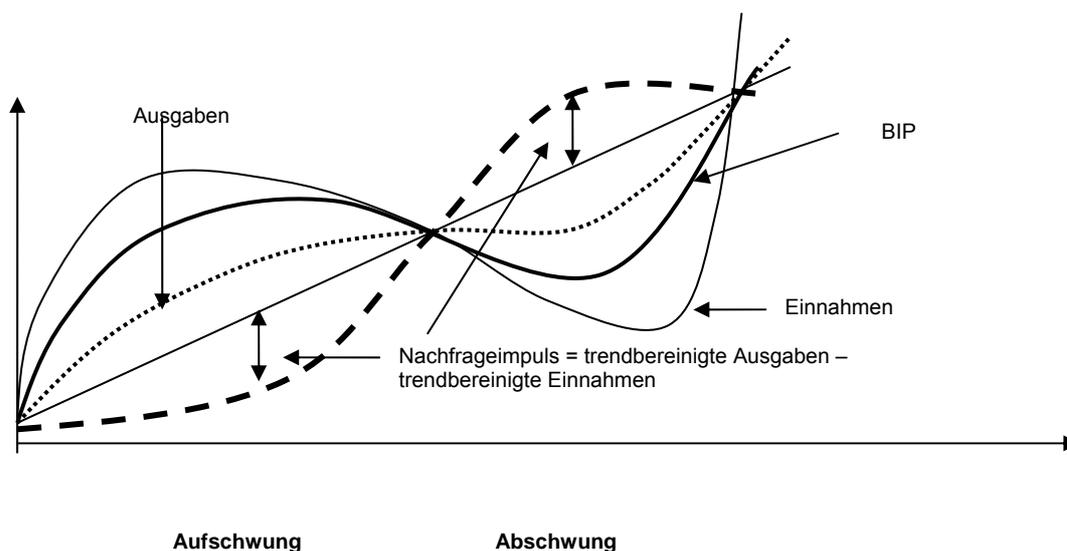
Nach hier vertretener Auffassung hat eine funktionale Fiskalpolitik die Aufgabe, die Entwicklung des Sozialprodukts zu stabilisieren. Dazu stehen verschiedene Instrumente zur Verfügung:

1. Automatische Stabilisatoren: Die Fiskalpolitik sollte die auf der Einnahmenseite (z.B. über die Progression des Steuersystems) wie auf der Ausgabenseite (z.B. Arbeitslosenunterstützung) wirksamen automatischen Stabilisatoren wirken lassen und nicht durch diskretionäre Eingriffe in ihrer Wirkung beschränken.
2. Diskretionäre Politik: Die Fiskalpolitik kann in bestimmten Perioden diskretionär – insbesondere auf der Ausgabenseite – eine Stabilisierung herbeiführen.

Beide Politiken sollten sich in der Wirkung nicht widersprechen, d.h. die zusammengefasste Wirkung beider Bereiche sollte antizyklisch sein.

Eine funktionale Finanzpolitik führt dazu, dass die Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität gedämpft werden. Idealerweise sollen dazu die staatlichen Ausgaben insgesamt weitgehend schwankungsfrei und mit einer trendmäßigen Rate ausgeweitet werden, d.h. im Aufschwung weniger stark steigen als die Produktion und im Abschwung weniger zurückgehen. Die Einnahmenseite trägt ebenfalls zur Dämpfung der wirtschaftlichen Aktivität bei, indem die Einnahmen im Aufschwung stärker steigen als die Produktion (v.a. wegen des Progressionseffektes und der gewinnabhängigen Besteuerung) und im Abschwung stärker zurückgehen, als die Produktion zurückgeht. Die Gesamtwirkung von Einnahmen- und Ausgabenveränderung bezeichnen wir als Nachfrageimpuls. Er sollte klar negativ zum BIP ausgerichtet sein. Man spricht dann insgesamt von einer antizyklischen Orientierung der Finanzpolitik.

**Abbildung 1: Idealtypische antizyklische Finanzpolitik**



Zur Einteilung der Fiskalpolitik in Phasen hoher und geringer antizyklischer Wirkung wurde eine Korrelationsanalyse zwischen staatlichen Nachfrageimpulsen und Konjunktur im Zeitablauf durchgeführt. In einem ersten Schritt wurden die staatlichen Einnahmen sowie Ausgaben mittels eines Hodrick-Prescott-Filters und das reale Bruttoinlandsprodukt mit einem asymmetrischen Band-Pass-Filter trendbereinigt.<sup>1</sup> Für die Analyse wurde die Korrelation zwischen bereinigten Ausgaben und bereinigtem Bruttoinlandsprodukt sowie zwischen bereinigten Einnahmen und Bruttoinlandsprodukt berechnet. Beide Maße geben eine Größenordnung über die Wirkung der automatischen Stabilisatoren auf der Einnahmen- wie Ausgabenseite. Ist der Betrag der Korrelation hoch, gibt es einen starken Zusammenhang zwischen den betrachteten fiskalischen Größen und der Wirtschaftsentwicklung. Positive bzw. negative Vorzeichen kennzeichnen einen entsprechend gleichgerichteten oder entgegengerichteten Effekt. Außerdem ist zu erwarten, dass die Korrelation v. a. über die Einnahmeseite stark ist, wenn der Staat die automatischen Stabilisatoren wirken lässt. Die Einnahmen sollten insgesamt volatiler sein als die Ausgaben. Die Korrelation wurde in Streudiagrammen mit einer einfachen Regressionsgeraden verdeutlicht; je steiler die positive (negative) Steigung der Geraden ist, desto stärker sind die dargestellten Variablen positiv (negativ) korreliert.

**Tabelle 1: Hypothesen bezüglich der Finanzpolitik**

Hypothese	Korrelation zwischen	Testhypothese
Finanzpolitik wirkt insgesamt antizyklisch	Nachfrageimpuls und Konjunkturmaß	negativer Zusammenhang, betragsmäßig hoher Koeffizient
Finanzpolitik wirkt v.a. über die Einnahmeseite	konjunkturbereinigte Einnahmen und Konjunkturmaß	positiver Zusammenhang, betragsmäßig hoher Koeffizient <sup>2</sup>
Ausgaben werden trendmäßig stabilisiert	konjunkturbereinigte Ausgaben und Konjunkturmaß	negativer Zusammenhang, betragsmäßig geringer Koeffizient

Aus der Differenz zwischen bereinigten Ausgaben und Einnahmen wurde darüber hinaus ein "Nachfrageimpuls" der Fiskalpolitik berechnet, der zu dem bereinigten

<sup>1</sup> Die Wahl des Filters ist grundsätzlich willkürlich; es wurden hier die Filter verwendet, die entsprechend der Datenstruktur die plausibelsten Ergebnisse lieferten.

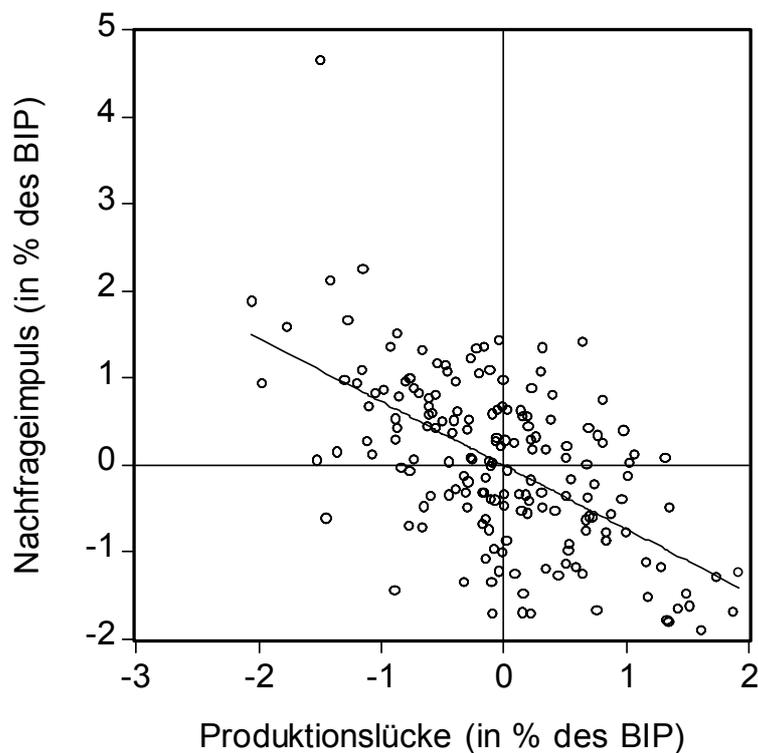
<sup>2</sup> Theoretisch sollte der Koeffizient größer 1 sein. Da Steueranfall und Steuererhebung jedoch oftmals auseinanderfallen (zumindest bei Gewinnsteuern) und wir uns hier nur auf die zeitgleiche Korrelation

Bruttoinlandprodukt in Relation gesetzt wurde. Hier wurde die antizyklische Wirkung insgesamt mit der gleichen Methodik abgeschätzt:

Gleichung 1 
$$NACHFRAGEIMPULS = (G_{zyklisch} - NT_{zyklisch}) / Y_{nominal} * 100$$
  
mit  $G$  für Ausgaben und  $NT$  für Einnahmen.

Die Abbildung zeigt ein für unsere Untersuchung typisches Streudiagramm.

**Abbildung 2: Streudiagramm: Auslastungsgrad und Nachfrageimpuls in den USA**



Die Steigung der Gerade gibt an, ob die Beziehung positiv oder negativ ist. Je näher die Punkte an der Gerade liegen, desto enger ist der Zusammenhang.

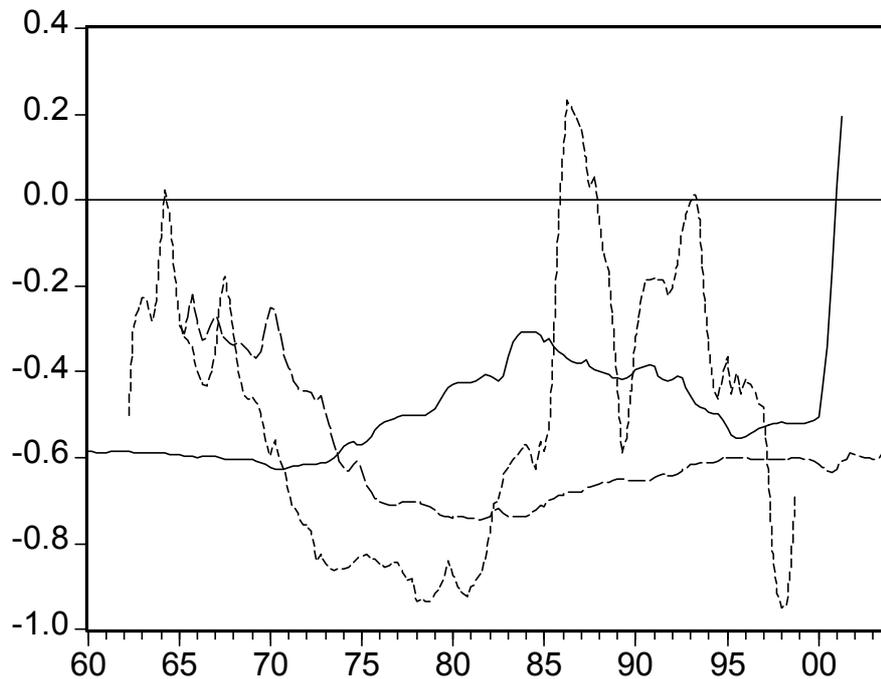
In einem nächsten Schritt wird die Stabilität der Beziehungen im Zeitablauf mit Hilfe von rollenden und rekursiv geschätzten Korrelationskoeffizienten untersucht. Rekursiv vorwärts geschätzt bedeutet, dass – beginnend mit dem ersten Punkt des untersuchten Zeitraums – schrittweise immer ein Datenpunkt hinzugefügt wird und die Korrelation über den gesamten Zeitraum neu geschätzt wird. Der Beobachtungswert der Korrelation wird auf der Zeitachse immer an die Stelle der letzten

---

beschränken und nicht die Summe der Koeffizienten betrachten, ist hier der Koeffizient betragsmäßig kleiner als 1.

zugefügten Beobachtung geschrieben. Rekursiv rückwärts geschätzt bedeutet, dass – ausgehend vom letzten Datenpunkt des Untersuchungszeitraums – jeweils ein Datenpunkt am Beginn eingefügt wird. Auch hier wird der Beobachtungswert der Korrelation auf der Zeitachse immer an die Stelle der letzten zugefügten Beobachtung geschrieben. Eine rollende Schätzung arbeitet mit einem festen Zeitfenster, das über die Beobachtungen "gerollt" wird: Hier wird der Beobachtungswert der Korrelation auf der Zeitachse immer an die Mitte des Zeitfensters geschrieben. Jede dieser Methoden hat ihre spezifischen Vor- und Nachteile. Rollende Fenster sind sehr empfindlich, d.h. die Werte springen sehr stark. Die Stabilität einer rekursiven Schätzung – ob nun rückwärts oder vorwärts durchgeführt – ist immer davon abhängig, an welcher Stelle im Sample man sich befindet. Befindet man sich sehr weit entfernt vom Startpunkt der Untersuchung, so wird ein "Strukturbruch" oftmals nicht angezeigt, da die vor dem Bruch liegenden Beobachtungen die Schätzung dominieren. Mit diesen drei Schätzmethoden sollten diskretionäre Veränderungen, welche die Wirkung der automatischen Stabilisatoren beeinträchtigen bzw. deren langfristigen Pfad strukturbruchartig verändern, eingefangen werden.

Die Abbildung zeigt ein typisches Bild für einen auf rekursiven Koeffizienten beruhenden Strukturbruchtest am Beispiel der Beziehung zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur in den USA. Der rekursiv vorwärts geschätzte Koeffizient beginnt mit relativ geringen Werten, die bei Hinzufügen von neuen Beobachtungen ab Mitte der 70er Jahre nach unten gehen. Dies ist ein Hinweis auf einen Strukturbruch – eine dauerhaft geänderte Beziehung. Danach schwankt der Koeffizient kaum noch, v.a. da die Masse der vergangenen Beobachtungen im Vergleich zu der hinzukommenden Beobachtung immer kleiner wird. Man kann auch sagen, dass der marginale Effekt der hinzukommenden Beobachtung immer kleiner wird. Die Schätzung mit dem 5-Jahresfenster hat dieses Problem nicht, da sich die Stichprobe nicht ändert. Allerdings wird relativ wirklich immer nur ein Abschnitt herausgegriffen und die statistische Verlässlichkeit ist bei 20 Beobachtungen nicht allzu hoch. Im vorliegenden Fall würde die rollende Schätzung starke Schwankung in den Beziehungen in den 80er und frühen 90er Jahren implizieren.

**Abbildung 3: Korrelation zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur in den USA im Zeitablauf****Erläuterung:**

- Korrelationskoeffizient rekursiv vorwärts
- ..... Korrelationskoeffizient mit rollendem Fenster
- Korrelationskoeffizient rekursiv rückwärts

Der rekursiv rückwärts geschätzte Koeffizient ist die Entsprechung zum rekursiv vorwärts geschätzten Koeffizienten – nur dass seine "Empfindlichkeit" von hinten nach vorn auf der Zeitachse abnimmt. Hier entdeckt man sehr gut den Sprung in der zyklischen Ausrichtung der US-Finanzpolitik zwischen 2000 und 2001 mit der Bush-Regierung.

**1.3 Lohnpolitik**

Die Beurteilung der Lohnpolitik setzt wie bei allen Politikbereichen einen Bewertungsmaßstab voraus: Eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik soll gesamtwirtschaftlich an der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung zuzüglich der von der Zentralbank tolerierten Inflation orientiert sein. Lohnpolitik ist im Kern Nominallohnpolitik, über die Reallohneffekte entscheidet letztlich die Preisüberwälzung der Unternehmer (mark-up-pricing). Inflation ist jedoch nicht nur über Lohnpolitik beeinflusst, auch außenwirtschaftliche oder staatlich induzierte

Preisniveauschübe können sich in ihr niederschlagen. Deshalb sollte sich eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik an einer Ziel- oder Trendinflationsrate und nicht an der aktuellen Inflationsrate orientieren.

### 1.3.1 Messung der lohnpolitischen "Ausrichtung" über Lohnstückkostenanstieg und trendmäßige Inflationsrate

Eine einfache lohnpolitische Regel (im Folgenden Regel oder Indikator I) ergibt sich daher aus der Aufschlagskalkulation der Unternehmen ( $1+m = \text{"Mark-up"}$ ) auf die Lohnstückkosten ( $W/\lambda$ ) und der damit verbundenen Beziehung für das Preisniveau ( $P$ ):

$$P = \frac{W}{\lambda}(1+m) \Leftrightarrow$$

**Gleichung 2**  $\log W = \log P + \log \lambda - \log(1+m)$

Für  $\log(1+m) = \text{const}$  gilt:  $\dot{W} \approx \dot{P} + \dot{\lambda}$

Das Preisniveau entspricht also dem Lohnstückkostenniveau zuzüglich des Aufschlags der Preise über die Kosten, dass im Gleichgewicht eine Mindestrendite für den Sachkapitalbestand darstellt. Durch Logarithmieren kommt man zur Formel für eine produktivitätsorientierte Lohnpolitik: Solange  $m$  als prozentualer Aufschlag auf die Kosten konstant ist, verschwindet der Logarithmus von  $(1+m)$  bei der Ableitung nach der Zeit, und die Löhne steigen – im Gleichgewicht – entsprechend der Inflationsrate  $\dot{P}$  plus der Zunahme der Arbeitsproduktivität  $\dot{\lambda}$ .

Der lohnpolitische Indikator wurde als Abweichung der Lohnpolitik (der Lohnsteigerungen) von der stabilitätsorientierten Regel (der Summe aus Zielinflation und Produktivitätszuwachs) formuliert. Ist dieser Indikator ungefähr Null, ist die Lohnpolitik stabilitätsorientiert; ist er positiv (negativ), sind die Lohnsteigerungen gemessen an der Regel zu hoch (niedrig).

Da eine Zeitreihe für das Inflationsziel verschiedener Zentralbanken nicht vorlag, wurde für die Berechnung konkret folgende Formel verwendet:

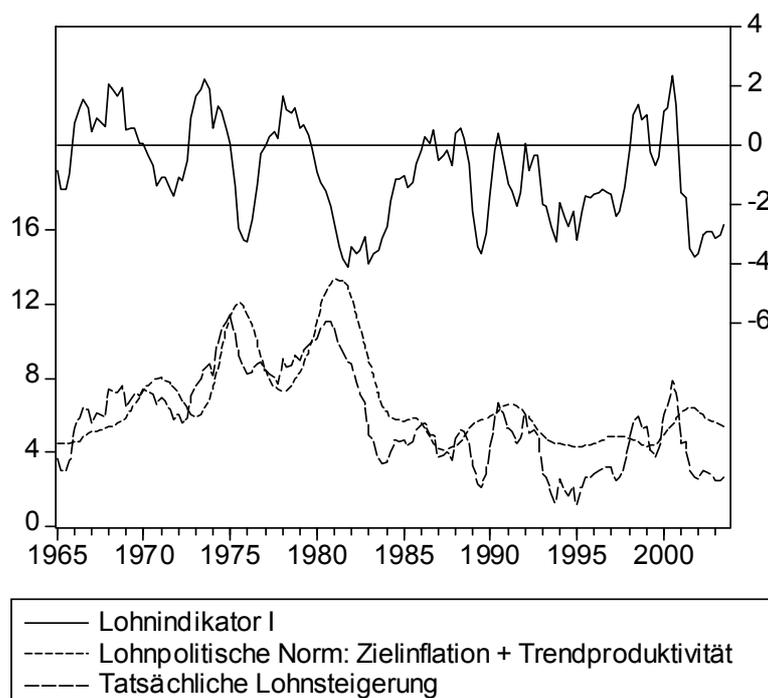
**Gleichung 3** *Indikator für lohnpolitische Ausrichtung*  $= \dot{W} - \dot{P}^{\text{geglättet}} - \dot{\lambda}^{\text{geglättet}}$

Für die Trendberechnung der Inflationsrate wurde ein rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt über zwei Jahre gewählt. Damit wurden adaptive Erwartungen unterstellt, was auch den Ergebnissen zahlreicher Phillipskurvenschätzungen

entspricht.<sup>3</sup> Für die Approximation der trendmäßigen Produktivität diente ein Hodrick-Prescott-Filter.<sup>4</sup>

Die sich ergebende lohnpolitische Norm wurde in der Abbildung dargestellt. Der Lohnindikator ist einfach die Abweichung der Lohnzuwächse von der Norm.

**Abbildung 4: Lohnpolitischer Indikator I für die USA**



### 1.3.2 Messung der lohnpolitischen "Ausrichtung" über ein Lohn-Preis-System

Gegenüber der Trendbereinigung ist ein strukturelles Modell sehr viel besser geeignet, den Einfluss von lohnbestimmten und nicht-lohnbestimmten Komponenten auf die Inflation zu bestimmen. Eine Situation, in der die Inflation vor allem und sehr stark vom Lohnwachstum getrieben wird, zeigt ebenso eine Zielverfehlung wie eine Situation, in der ein negativer Einfluss der Lohnentwicklung auf die Inflation ausgeht.

Neben der Messung über die lohnpolitische Regel I wurde also zusätzlich ein Lohn-Preis-System geschätzt. Die Idee dahinter ist, Parameter des Modells empirisch zu ermitteln und diejenige Lohn- und Inflationsentwicklung zu bestimmen, die mit dem angenommenen theoretischen Modell vereinbar ist. Abweichungen von diesem als langfristig angenommenen Pfad werden als "exogene Schocks" identifiziert. Der

<sup>3</sup> Vgl. Fuhrer/Moore (1995).

Vorteil eines solchen Lohn-Preis-Modells gegenüber der einfachen Regel liegt in der Zerlegung der Schocks auf die Inflation: Schocks, welche die Inflationsentwicklung durch nicht stabilitätsorientierte Lohnabschlüsse beeinflusst haben, können von anderen Einflüssen – die nicht direkt und sofort auf die Nominallöhne durchschlagen, z. B. der Ölpreis – getrennt werden. Damit sind insgesamt detailliertere Aussagen über die Regimeklassifikation möglich.

Als theoretisches Modell wurde folgende Struktur des Lohnfindungsprozesses angenommen: Die Löhne seien bestimmt durch die Produktivität, das erwartete Preisniveau, die Arbeitslosigkeit sowie exogene Einflüsse (Gleichung 4). Das Preisniveau werde innerhalb einer Mark-up-Gleichung beeinflusst durch die Lohnentwicklung, die Produktivität sowie ebenfalls durch exogene Einflüsse (Gleichung 5):

**Gleichung 4**  $\dot{W} = c_w + \lambda^w + \dot{P}^e + f(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w$

**Gleichung 5**  $\dot{P} = c_p + \dot{W} - \lambda^f + z_t^2 + \varepsilon_\pi$

mit  $\dot{W}$  für die Wachstumsrate der Nominallöhne;  $\lambda^w, \lambda^f$  als von den Arbeitnehmer respektive Arbeitgebern erwartete Produktivitätsentwicklung;  $U, U^*$  als tatsächliche respektive inflationsneutrale Arbeitslosigkeit;  $\dot{P}, \dot{P}^e$  als tatsächliche und erwartete Inflation. Die Konstante  $c_w$  in Gleichung 4 gibt den zeitunabhängigen Mittelwert von  $\dot{W}$  an, der als Größe für bestimmte strukturelle Arbeitsmarktkonstellationen interpretiert werden kann; hier gehen länderspezifische Verhältnisse wie beispielsweise Gewerkschaftsmacht oder Mindestlohnregelungen ein. Die Konstante  $c_p$  in Gleichung 5 kann als konstanter Mark-up der Unternehmer und damit als Kapitalentlohnung oder Risikoprämie für Unternehmertätigkeit interpretiert werden.

Die Größen  $z_t^1, z_t^2$  bezeichnen die oben beschriebenen exogenen Einflüsse, d.h. "Abweichungen" von der strukturellen Form, die nicht unsystematisch sind, und eine hohe Persistenz aufweisen.<sup>5</sup> Die Variable  $z_t^1$  misst Abweichungen der Lohnzuwächse von ihrem langfristig vermuteten strukturellen Pfad (im folgenden Lohnschocks genannt), also Inflationsmomente, die aus einer Verfehlung der

<sup>4</sup> Für die Details siehe Hodrick/Prescott (1997).

<sup>5</sup> Der Verlauf der z-Größen wird als "Random Walk" modelliert.

lohnpolitischen Regel herrühren. Sind die Abweichungen  $z_t^1$  in etwa Null, ist die Lohnpolitik stabilitätsorientiert; sind sie positiv (negativ), sind die Lohnsteigerungen zu hoch (niedrig). Die Variable  $z_t^2$  stellt Abweichungen der Inflation vom strukturellen Modell dar, die nicht lohnpolitisch begründet werden können. Diese können sowohl positiver wie negativer Art sein und z.B. aus Erstrundeneffekten von Ölpreisschocks, technologischen Veränderungen, Abwertungen, Steueränderungen u.ä. herrühren.

Die Bestimmung dieser Größen geschieht in einem Zustandsraummodell.<sup>6</sup> Die in der Literatur übliche Herangehensweise liegt darin, diese in den z-Variablen gemessenen "Abweichungen" zu vernachlässigen und  $U^*$  über bestimmte Verfahren wie den Kalman-Filter zeitvariabel zu schätzen.<sup>7</sup> Stattdessen kann man jedoch auch Prozesse für die von Arbeitnehmern und Arbeitgebern erwartete Prozesse  $\lambda^w, \lambda^f$  annehmen, die auf der empirisch messbaren Produktivität basieren, und die Abweichung von der inflationsneutralen Arbeitslosigkeit ( $U-U^*$ ) über einen entsprechenden Filter (z.B. Band-Pass-Filter, Hodrick-Prescott-Filter)<sup>8</sup> bestimmen. Damit sind alle Variablen des Modells bis auf  $z_t^1$  und  $z_t^2$  bekannt, so dass dann eine Schätzung des Verlaufs von  $z_t^1$  und  $z_t^2$  erfolgen kann. Insgesamt erfolgte eine Orientierung an dem Modell von Blinder/Yellen (2001). Insbesondere wurde für die von den Arbeitgeber unterstellte Produktivität, die Grundlage ihrer Lohnforderungen ist, mit einem rückwärtsgerichteten gleitenden Durchschnitt der empirischen Produktivität modelliert.<sup>9</sup>

Durch Addition sind Gleichung 4 und Gleichung 5 in folgende Lohn-Preis-Gleichung überführbar:

$$\text{Gleichung 6} \quad \dot{P} - \dot{P}^e = c_w + c_p + \lambda^w - \lambda^f + f(U - U^*) + z_t^1 + z_t^2 + \sum_{j=w,\pi} \varepsilon_j$$

Für die Schätzungen mussten bestimmte Annahmen getroffen werden. So wurde die Arbeitsproduktivität, die die Arbeitnehmer in ihren Lohnforderungen berücksichtigen ( $\lambda^w$ ), mit einem fünfjährigen rückwärtsgerichteten gleitenden Durchschnitt

<sup>6</sup> Vgl. Hamilton (1994) und besonders Durbin/Koopman (2001).

<sup>7</sup> Vgl. z.B. Staiger et al. (1997), Gordon (1997)

<sup>8</sup> Zu Band-Pass-Filtern siehe v. a. Baxter/King (1995); zum Hodrick-Prescott-Filter siehe Hodrick/Prescott (1997).

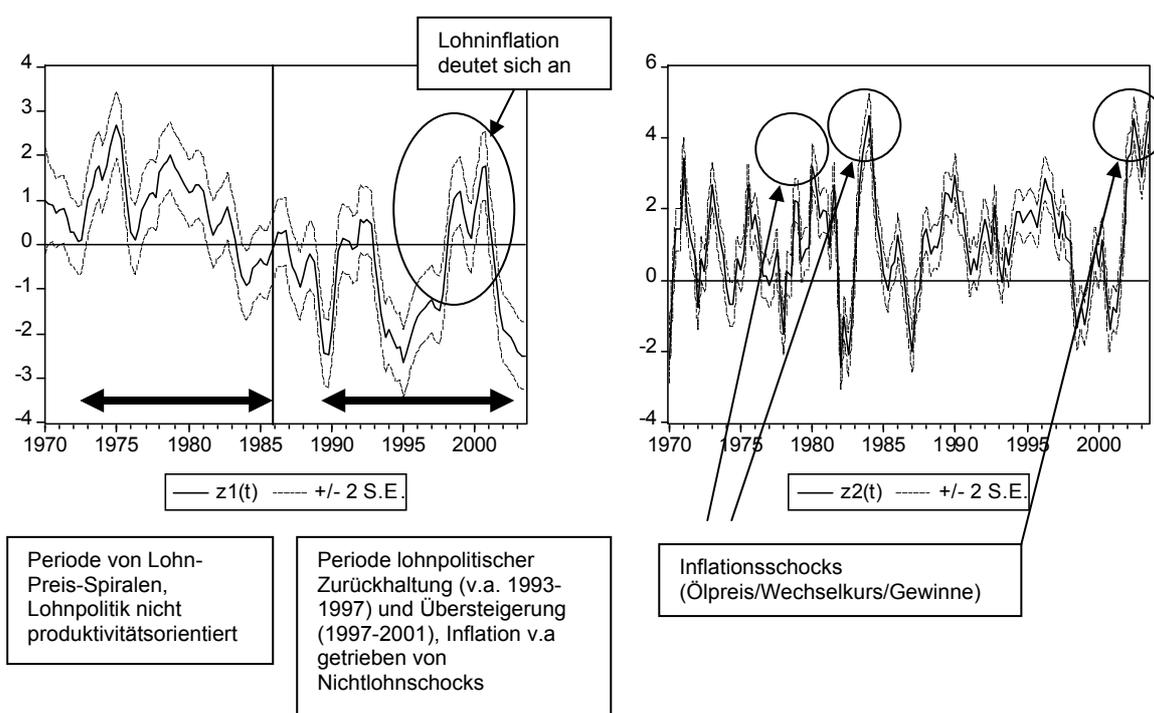
<sup>9</sup> Vgl. Mankiw/Reis (2001, 2002) und Carroll (2003); zur Theorie einer auf "sticky information" basierenden Phillipskurve aber auch Akerlof/Dickens/Perry (1996, 2000).

approximiert, die Inflationserwartungen ( $\dot{P}^e$ ) mit einem zweijährigen rückwärtsgerichteten gleitenden Durchschnitt. Es wurde unterstellt, dass die Arbeitgeber die tatsächliche Produktivität kennen, so dass  $\lambda^f = \lambda^{\text{empirisch gemessen}}$ . Die inflationsneutrale Arbeitslosigkeit wurde als Trend aus einem Hodrick-Prescott-Filter ermittelt.

Geschätzt wurden zunächst die Koeffizienten sowie die Abweichungen  $z_t^1$  in Gleichung 4; in einem zweiten Schritt wurde  $z_t^1$  in die zusammengefasste Gleichung 6 eingesetzt, um nun die Abweichungen  $z_t^2$  identifizieren zu können.

Die Abbildung zeigt die entsprechenden Ergebnisse der z-Größen für die USA.

**Abbildung 5: Lohn- und Inflationsschocks im Lohn-Preis-Modell**



Wie man sieht, identifiziert das USA-Modell für die siebziger Jahre lange Abweichungen der Lohnentwicklung von der modellendogenen Entwicklung. Die entsprechenden Werte von  $z_1(t)$  sind positiv. Demgegenüber sind die 80er und 90er Jahre von weitgehenden Phasen lohnpolitischer Zurückhaltung gekennzeichnet. Die gemessenen Inflationsschocks ( $z_2(t)$ ) zeigen, dass die Wirtschaftspolitik insgesamt die Nachfrage stabilisiert hat, denn in den Perioden negativer Lohnschocks kam es

zu positiver Inflationsentwicklung, die sich aus verschiedenen Quellen speisen kann (gesunkene Vorleistungs- oder Importpreise, höherer Preisüberwälzungsspielraum).

## **1.4 Geldpolitik**

Für die Beurteilung der Geldpolitik haben wir uns für eine Mischung von Indikatoren nach den beiden oben beschriebenen Konzepten entschieden: Einerseits wird mit der Realzinsanalyse die Abweichung von theoretisch und ökonomisch begründeten Trendgrößen oder normativ gesetzten Werten benutzt, andererseits werden anhand der Taylor-Regel-Schätzung auch Berechnungen zur Wirkung von Politik im Konjunkturzyklus vorgenommen.

### **1.4.1 Realzinsberechnung mit Kerninflationsrate und Glättung über Band-Pass-Filter**

Erster Kandidat für die Messung der geldpolitischen Ausrichtung ist der kurzfristige reale Zinssatz respektive der mit einem geeigneten Preisindex deflationierte Leitzins der Zentralbank. Allgemein akzeptierter Stand der geldtheoretischen Diskussion<sup>10</sup> ist, dass die Zentralbank den Realzins in dem Maß über den Leit- bzw. Refinanzierungzinssatz beeinflussen kann, wie die Preise kurzfristig rigide sind. Der Realzins wirkt mit negativem Vorzeichen auf Investitionen und/oder Konsumententscheidungen. Eine Erhöhung des Expansionsgrades der Zentralbank wirkt also zwar stimulierend auf den Output, birgt aber – abhängig von der konkreten Situation – auch immer die Gefahr einer Inflationsbeschleunigung. Umgekehrt kann eine Zentralbank über eine restriktive Geldpolitik immer Output und Preisauftrieb reduzieren.

Der Realzins ist in der Analyse dem Nominalzins vorzuziehen, da es der Realzins sein dürfte, der sowohl die Investitionstätigkeit als auch den Konsum beeinflusst. Die laufende Inflationsrate zur Deflationierung des Nominalzinses zu verwenden, um den Realzins zu generieren, ist jedoch im Rahmen einer genaueren Analyse aus zwei Gründen unbefriedigend: Da erstens Investitionsentscheidungen und möglicherweise auch Konsumententscheidungen vorwärts gerichtet sind, ist es wohl der erwartete Realzins und damit auch die erwartete Inflationsrate, die in die Entscheidungen eingehen. Außerdem kann sich zweitens der Trend des Realzinses im Zeitablauf

---

<sup>10</sup> Vgl. Clarida/Galí/Gertler (1998,1999, 2000), Romer (2000).

ändern: In den siebziger Jahren war ein negativer kurzfristiger Realzins in vielen Ländern eher die Regel denn die Ausnahme. Ein kurzfristiger Realzins von nahe Null lag unter diesen Umständen schon deutlich über dem Durchschnitt der siebziger Jahre. Da es die Abweichung des erwarteten Realzinses von dem trendmäßigen Zinssatz ist, die kurzfristig auf Investitionen und Konsum wirkt, kann ein Realzins einer bestimmten absoluten Höhe in jeder Situation unterschiedlich wirken: Ist diese Abweichung positiv (negativ), d. h. liegt der erwartete Realzins über (unter) dem Trend, so wirkt Geldpolitik restriktiv (expansiv).

Um ersterem Problem zu begegnen, wurde der Realzins mit der Kerninflationsrate berechnet. Dahinter steckt die Annahme, dass die Kerninflationsrate (Inflation ohne Energie und unverarbeitete Nahrungsmittel) eine gute Approximation für die Inflationserwartungen darstellt. Um dem Argument eines im Zeitablauf variablen trendmäßigen Zinssatzes gerecht zu werden, muss der Trendverlauf des Realzinssatzes identifiziert werden.

Um bei der Analyse des Realzinses den Trend von den zyklischen Komponenten zu trennen, müssen zunächst Annahmen über deren Art und Frequenz getroffen werden. In der Literatur wird häufig angenommen, dass solche Schwankungen z.B. Präferenzänderungen oder Regimewechsel betreffen, diese aber eine deutlich niedrigere Frequenz haben als konjunkturelle Schwankungen. Konkret hat sich in der Nachfolge von Burns und Mitchells (1946) etabliert, Konjunktur als einen Zyklus mit Schwankungen der Frequenz von 1 ½ Jahren bis 8 Jahren zu bezeichnen. Alles, was eine höhere Frequenz aufweist (z.B. saisonale Einflüsse), wird ignoriert, alles, was mit einer niedrigeren Frequenz schwankt (lange Wellen), gehört zur "Trendkomponente". Der Hodrick-Prescott-Filter oder der von Baxter und King vorgeschlagene Band-Pass-Filter sind geeignete Filtermethoden zur Trennung unterschiedlicher Frequenzbereiche.<sup>11</sup>

Bei der geldpolitischen Beurteilung durch den trendbereinigten erwarteten Realzins wird folgendes Modell angewandt. Der Realzins kann über den Nominalzins abzüglich der Kerninflationsrate approximiert werden:

**Gleichung 7** 
$$r_t = i_t - \text{INF}_t^{\text{Kern}}$$

---

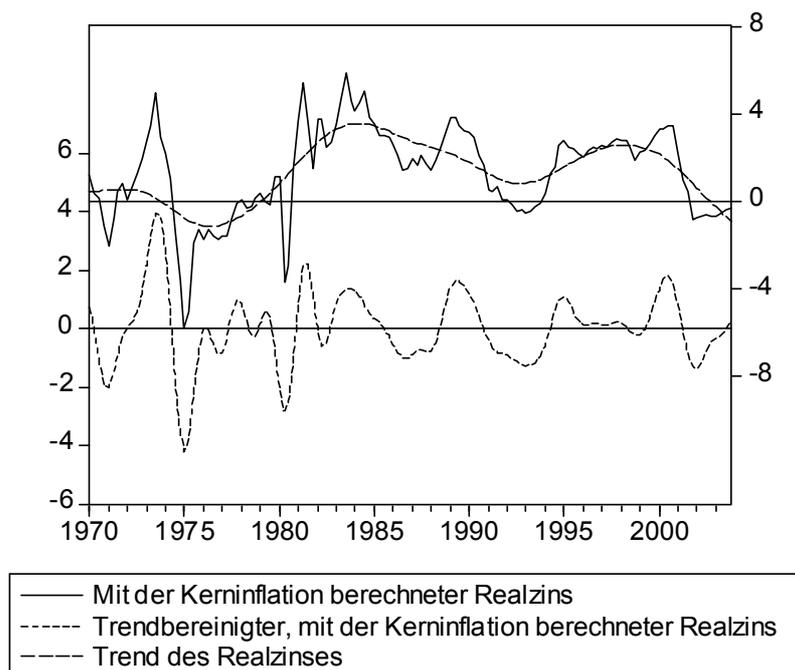
<sup>11</sup> Vgl. Baxter/King (1995), Hodrick/Prescott (1997).

Gleichzeitig unterstellt man, dass der sich ergebende Realzins noch einmal in eine konjunkturelle und "gleichgewichtige" Komponente zerlegt werden kann.

**Gleichung 8** 
$$r_t = r_t^* + r_t^{\text{Konjunktur}}$$

Die Zerlegung erfolgt dann anhand eines Band-Pass-Filters. Das Ergebnis ist in unten stehender Abbildung gezeigt.

**Abbildung 6: Trendbereinigter kurzfristiger Realzins für die USA**



An der Abbildung wird ein typisches Problem solcher Filtermethoden deutlich: Sie überzeichnen am aktuellen Rand bzw. bei lang anhaltenden Hoch- oder Niedrigzinsperioden, da sie sich an einem "durchschnittlichen" Zyklus orientieren. Im vorliegenden Fall wird der angemessene (konjunkturneutrale) Realzins für das Jahr 2003 negativ, die deutlich expansiv ausgerichtete Geldpolitik der Fed wird als "neutral" eingestuft.

#### 1.4.2 Schätzungen der Taylor-Regel

Als zweite Methode der Messung der geldpolitischen Ausrichtung haben wir geldpolitische Regeln benutzt, wie sie John Taylor im Jahre 1993 vorgeschlagen hat. Danach setzt die Zentralbank den Zins in Abhängigkeit von Inflation und Produktionsentwicklung. Für unsere Analyse schien es – außer für die USA als

Leitwährungsland – sinnvoll, die Regel um den Einfluss des Wechselkurses zu erweitern. Die Zentralbank kann in unterschiedlichen Phasen sehr verschieden in Tempo und Ausmaß auf eine Inflationsbeschleunigung, Wechselkursschwankungen bzw. konjunkturelle Aspekte reagieren. Daher können periodenbezogene Schätzungen geldpolitischer Regeln einen Hinweis darauf erbringen, wie in unterschiedlichen Regimen die Zentralbank ihre Geldpolitik ausgerichtet hat.

Die Idee dahinter ist folgende: Folgt die Geldpolitik einer Taylor-Regel, dann können Abweichungen von dieser Regel einen geldpolitischen Restriktions- bzw. Expansionskurs implizieren.<sup>12</sup> Dies wird oftmals als Hinweis für die Ausrichtung des geldpolitischen Kurses herangezogen.<sup>13</sup> Hier jedoch soll eine andere Version der Beurteilung vorgeschlagen werden: Wir schätzen die Koeffizienten („Gewichte“) einer geldpolitischen Regel für die Reaktion der Zentralbank auf Inflation, Produktion sowie – unter Vorbehalt – den Wechselkurs und untersuchen, wie sich die Gewichte im Zeitablauf *geändert* haben könnten.

Das theoretische Modell hat folgende Form: Der von der Zentralbank angestrebte Nominalzinssatz  $i_t^*$  ist eine Funktion des gleichgewichtigen Nominalzinssatzes  $\bar{i}$ , der erwarteten Inflation ( $E_t(\pi_{t+k}|\Omega_t)$ ), der erwarteten Produktionslücke ( $E_t(x_t)$ ) und des erwarteten Wechselkurses ( $E_t(\sigma_t)$ ).

$$\text{Gleichung 9} \quad i_t^* = \bar{i} + \beta[E_t(\pi_{t+k}|\Omega_t) - \bar{\pi}] + \gamma E_t(x_t) + \theta E_t(\sigma_t)$$

Die Zentralbank setzt ihre Zinspolitik ein, um den Geldmarktzins an den Zielzins anzunähern, ohne erratische Schwankungen auszulösen ("interest rate smoothing", Goodfriend 1991). Sie folgt damit einem sogenannten partiellen Anpassungsmodell:

$$\text{Gleichung 10} \quad i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho(L)i_{t-1} + u_t$$

wobei  $0 < \rho < 1$  die Anpassungsgeschwindigkeit angibt.

Setzt man die Gleichungen ineinander ein und definiert  $\alpha := \bar{i} - \beta\bar{\pi}$ , so ergibt sich:

<sup>12</sup> Vgl. Kiel, Gemeinschaftsdiagnose etc. Zur empirischen Schätzung von (stabilen) Taylor-Regeln gibt es eine breite Literatur (Clarida/ Galí/ Gertler 1998 und 2000, Judd/Rudebusch 1998, Kozicki 1999, Hetzel 2000, Kamps/ Pierdzioch 2002). Das hier verwendete Modell entspricht dem von Clarida/ Galí/ Gertler (1998, 2000) bzw. Kamps/ Pierdzioch (2002).

<sup>13</sup> Problematisch ist, dass dabei die Residuen der geschätzten Reaktionsfunktion, die konstruktionsbedingt "weißes Rauschen" sind, als geldpolitische Ausrichtung gedeutet werden.

**Gleichung 11**  $i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta E_t(\pi_{t+k}) + \gamma E_t(x_t) + \theta E_t(\sigma_t)] + \rho(L)i_{t-1} + u_t$

Da die erwartete Inflation, die erwartete Produktionslücke sowie der erwartete Wechselkurs nicht bekannt sind, ist diese Gleichung nicht direkt schätzbar. Deshalb wird eine Transformation vorgenommen, woraus sich ergibt:

**Gleichung 12**  $i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta \pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta \sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$

mit  $\varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ .

Diese Gleichung wurde mit zwei Methoden geschätzt: Einerseits mithilfe der Verallgemeinerten Momentenmethode (Generalized Method of Moments, GMM); die Schätzergebnisse wurden dann Strukturbruchtests unterzogen, um etwaige Brüche im Schätzzeitraum – und damit mögliche "Regime" – zu identifizieren. Andererseits wurde mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt (Zustandsraummodell).<sup>14</sup>

### Schätzung über GMM und Strukturbruchtests

Zum Einsatz kam zunächst die Verallgemeinerte Momentenmethode. Wie aus der Herleitung der zu schätzenden Spezifikation hervorgeht, ist der Fehlerterm ( $\varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ ) nicht unabhängig von den Regressoren Inflationserwartung  $\pi_{t+k}$ , Produktionslücke  $x_t$  und Wechselkurs  $\sigma_t$ , da diese in die Konstruktion des Fehlers  $\varepsilon_t$  eingehen. Damit ist eine Bedingung für die sonst übliche Kleinste-Quadrate-Regression verletzt; das GMM-Verfahren jedoch löst dieses Problem durch die Einführung von Instrumentvariablen, die nicht mit dem Störterm der zu schätzenden Gleichung korrelieren.

Die GMM-Schätzung liefert für den gesamten geschätzten Zeitraum konstante Koeffizienten für den Einfluss der Regressoren auf die Zinsentscheidung der Zentralbank. Um aber im Zeitablauf einzelne Regime identifizieren zu können, zwischen denen sich die Gewichte der Inflation, der Produktionslücke und des Wechselkurses bei der Zinsentscheidung verschoben haben, wurden rekursive Schätzungen vorwärts, rückwärts und Schätzungen mit rollenden Fenstern durchgeführt.<sup>15</sup> Die empirischen Taylor-Regeln wurden also iterativ auf Strukturbrüche untersucht: Die Koeffizienten wurden zunächst für einen Zeitraum

<sup>14</sup> Zum Zustandsraummodell siehe Hamilton (1994) und besonders Durbin/Koopman (2001); zur GMM siehe u. a. Hansen/West (2002).

geschätzt; dann wurde das Sample – je nach Rekursionsformel – an seinem Anfang oder Ende um eine Beobachtung erweitert und die Koeffizienten erneut bestimmt und der Algorithmus wiederholt. Verändert sich ein Koeffizient bei zwei oder mehreren aufeinanderfolgenden Schätzungen drastisch, impliziert dies einen Strukturbruch zu dem Zeitpunkt, um den das Sample erweitert wurde. Der Untersuchungszeitraum wurde dann entsprechend der gefundenen Brüche unterteilt.<sup>16</sup>

Wie aus Gleichung 12 ersichtlich ist, erfolgt die Schätzung vorwärtsgerichtet, d.h. es gehen (unbekannte) Erwartungswerte ein. Für die Schätzung mit vorwärtsgerichteten Variablen muss eine Instrumentierung vorgenommen werden, es müssen dem GMM-Verfahren also Informationen zur Verfügung gestellt werden, die eine Prognose der Inflationsrate erlauben. Konkret wurde angenommen, dass die Geldpolitik einen Horizont von einem Jahr hat. Als Instrumentvariablen wurden vier Verzögerungen der Produktionslücke, des kurzfristigen Zinses, der Inflation, des Wechselkurses sowie eines Rohstoffpreisindex benutzt. Die Produktionslücke wurde jeweils über einen Band-Pass-Filter (Baxter/King 1995) ermittelt. Als zusätzliches Instrument wurde der World Commodity Price Index (International Financial Statistics des IWF) benutzt.<sup>17</sup>

### Schätzung mit zeitvariablen Koeffizienten

Für die weitergehende Untersuchung der unterschiedlichen Reaktion der Geldpolitik wurde eine Modellierung mit einem Zustandsraummodell gewählt. In einem solchen Modell werden unbeobachtbare stochastische Momente aus beobachtbaren stochastischen Prozessen herausgefiltert.<sup>18</sup> Für unsere Aufgabenstellung heißt das konkret: Die Taylor-Regel wird als sogenannte Beobachtungsgleichung mit der erwarteten Inflation  $E_t(\pi_{t+k})$ , der Produktionslücke  $x_t$  sowie dem Wechselkurs  $\sigma_t$  als Variablen formuliert. Die drei Koeffizienten  $\beta_t$ ,  $\gamma_t$  und  $\theta_t$  werden als "random walk" in sogenannten Zustandsgleichungen definiert, sie folgen also einem nicht vorhersagbaren, sondern stochastischen Prozess. Das Modell hat damit folgende Form:

---

<sup>15</sup> Siehe hierzu die Ausführungen in Kapitel 1.2: Fiskalpolitik.

<sup>16</sup> Anspruchsvollere Strukturbruchtests (Hansen, Andrews-Ploberger, Bai-Perron) liegen im allgemeinen nur für lineare OLS-Schätzungen vor. Hier wurde eine nicht-lineare Instrumentvariablenschätzung geschätzt.

<sup>17</sup> Das entspricht dem Vorgehen von Clarida/Gali/Gertler (1998, 2000) bzw. Kamps/Pierdzioch (2002).

<sup>18</sup> Vgl. Hamilton (1994).

$$\text{Gleichung 13} \quad i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

mit  $\varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$

$$\text{Gleichung 14} \quad \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$\text{Gleichung 15} \quad \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^\eta)$$

$$\text{Gleichung 16} \quad \theta_t = \theta_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim N(0, e^\kappa)$$

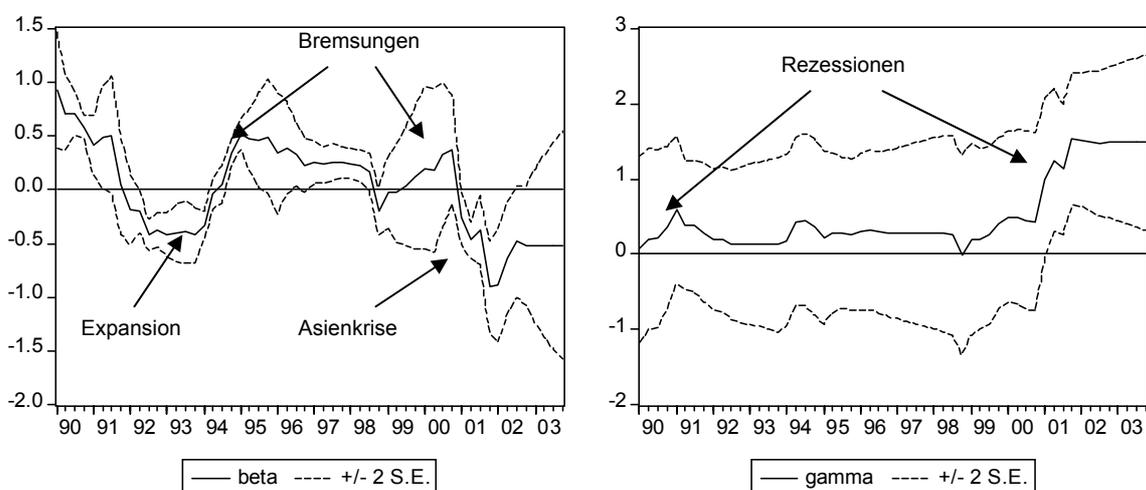
Vorteil der Schätzung über ein Zustandsraummodell ist, dass die Koeffizienten der Taylor-Regel  $\beta_t$ ,  $\gamma_t$  und  $\theta_t$  nun nicht wie bei der GMM-Schätzung konstant über den gesamten Zeitraum geschätzt und hinterher auf Strukturbrüche untersucht werden, sondern dass sie zeitvariabel geschätzt werden: Die Schätzung findet für jeden Zeitpunkt  $t$  diejenigen Werte der Koeffizienten, die den Zusammenhang der Variablen am besten widerspiegeln. Man erhält also durch das Zustandsraummodell den unbeobachtbaren, stochastischen Verlauf der Koeffizienten aus den beobachtbaren, ebenfalls stochastischen Verläufen der eingehenden Variablen. Ist der Wert eines Koeffizienten zu einem Zeitpunkt  $t$  besonders hoch (niedrig), bedeutet dies, dass der zugehörigen Variable zu diesem Zeitpunkt  $t$  besonders viel Gewicht von der Zentralbank bei ihrer Zinsentscheidung zugesprochen wurde.

Um dem oben bereits geschilderten Problem der Korrelation zwischen Regressoren und Fehlerterm zu entgehen (auch in Gleichung 13 geht mit der erwarteten Inflation  $E_t(\pi_{t+k})$  eine vorwärts gerichtete und deshalb zunächst unbekannte Variable ein), wurde zunächst die erwartete Inflation für den gesamten Zeitraum in einer eigenen Schätzung prognostiziert. Hierzu wurde angenommen, dass die Inflationserwartung der Zentralbank von der Inflationsrate (Niveau), der Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, dem kurzfristigen Zinssatz (Niveau), der Veränderungsrate des Rohstoffpreisindex und jeweils vier Verzögerungen bei Quartalsdaten abhängt. Für die USA ist der Rohstoffpreisindex endogen, für andere Länder exogen. Die Prognose erfolgte mit Hilfe eines vektorautoregressiven Modells (VAR), wobei das Sample nach den Ergebnisse der oben geschilderten Strukturbruchtests in verschiedene Untersuchungszeiträume getrennt wurde, um möglichst gute Schätzungen zu erhalten. Mit dem Modell wurden dann 4-Schritt-Prognosen – also

mit einem Prognosehorizont von einem Jahr – generiert und als Inflationsprognose benutzt – basierend jeweils auf der Annahme der Kenntnis der Wirtschaftssubjekte von einem stabilen Regime in einem bestimmten Zeitraum.

Diese Inflationserwartung ging als exogene Variable in das oben formulierte Zustandsraummodell ein. Generell wurde zusätzlich eine Verzögerung der kurzfristigen Zinsen aufgenommen. Die Varianz wurde über eine exponentielle Transformation geschätzt, damit sie nur positive Werte annimmt.

**Abbildung 7: Taylor-Regel für die USA: Zeitvariable Koeffizienten mit Konfidenzband**



In der Abbildung ist ein "typisches" Bild solcher zeitvariabler Koeffizientenschätzungen gezeigt. Das linke Bild zeigt den Beta-Koeffizienten (Reaktion der Zentralbank bezüglich erwarteter Inflation). Es zeigt sich, dass der Koeffizient über weite Strecken betragsmäßig klein ist und nur in Perioden eingeleiteter "Bremsung" ansteigt und auch dann nicht unbedingt den Wert  $>1$  erreicht, obwohl die Konfidenzbänder das nicht ablehnen lassen. Das linke Bild zeigt den Konjunkturkoeffizienten, der in Rezessionsphasen deutlich ansteigt.

## 1.5 Außenwirtschaft

Bei der ökonometrischen Analyse wirtschaftspolitischer Regime dient die außenwirtschaftliche Verflechtung einzelner Wirtschaftsräume in diesem Rahmen zu einem großen Teil als exogene Restriktion, welche die Handlungsfähigkeit der binnenwirtschaftlichen Geld-, Fiskal- und Lohnpolitik durch Wechselkurse und Leistungsbilanzstrukturen begrenzt. Im Rahmen der ökonometrischen Untersuchung

soll hier lediglich untersucht werden, in wie weit die Bewertung der inländischen Währung im Vergleich zu den Währungen der wichtigsten Handels- und Kapitalverkehrspartner Einfluss auf die Zinsentscheidung der Zentralbank nimmt. Hierzu wird der Wechselkurs als weitere exogene Variable in die in den Ausführungen zur Geldpolitik beschriebenen Taylor-Regel aufgenommen.

### 1.5.1 GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs

Das oben beschriebene Modell bekommt somit folgende Form:

$$\text{Gleichung 17} \quad i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \varepsilon_t = (1-\rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t.$$

Da der unsystematische Fehler mit den Regressoren korreliert ist, wird hier mittels der Verallgemeinerten Momentenmethode geschätzt, wobei zusätzlich vier Verzögerungen des Wechselkurses als weitere Instrumentvariable angenommen werden.<sup>19</sup>

### 1.5.2 Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs als Zustandsraum-Modell

Als zweite Herangehensweise wird – analog zur Schätzung der geldpolitischen Regel ohne Wechselkurs – eine modifizierte Taylor-Regel mit Wechselkurs  $\sigma$  anhand eines Zustandsraum-Modells<sup>20</sup> geschätzt. Das Modell hat damit folgende Form:

$$\text{Signal:} \quad i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$$

$$1. \text{ State:} \quad \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$2. \text{ State:} \quad \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^\eta)$$

$$3. \text{ State:} \quad \theta_t = \theta_{t-1} + \varsigma_t \quad \varsigma_t \sim N(0, e^\kappa)$$

Nachdem die vier relevanten makroökonomischen Bereiche in bezug auf Funktionalität diskutiert wurden, sollen die wesentlichen Ergebnisse tabellarisch dargestellt werden. Zugleich werden die ökonometrischen Vorgehensweisen zur

<sup>19</sup> Zur Verallgemeinerten Momentenmethode siehe Kapitel 1.4.2.

<sup>20</sup> Näheres hierzu in Durbin/Koopman (2001).

Erfassung und Bewertung dieser Kriterien im Rahmen unserer Länderstudien skizziert.

**Tabelle 2: Kriterien zur Beurteilung der einzelnen Politikbereiche eines Regimes sowie deren ökonometrische Umsetzung**

<b>Politikbereich</b>	<b>Kriterium</b>	<b>Ökonometrische Umsetzung</b>
Geldpolitik	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Berücksichtigung von Preisniveauperänderungen und Konjunktur</li> <li>2. Vorsichtige Zinserhöhungen bei konjunkturellen Aufschwüngen, bei inflationärer Entwicklung jedoch eindeutige und starke restriktive Impulse</li> <li>3. Schnelle und deutliche Zinssenkungen bei konjunkturellen Abschwüngen</li> <li>4. Kein zu niedriges Inflationsziel und keine zu niedrige Schwankungsbreite der angestrebten Inflationsrate</li> <li>5. Die Zielinflationsrate ist nur mittelfristig anzustreben</li> <li>6. Diskretionäre Geldpolitik entsprechend der historischen Situation, „Geldpolitik auf Sicht“ und keine Regelbindung</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Tests auf Strukturkonstanz in der üblichen vorwärtsgerichteten Taylor-Regel</li> <li>2. Taylor-Regel mit zeitvariablen Koeffizienten gibt die unterschiedlichen Gewichte der Ziele der Geldpolitik im Zeitablauf an</li> </ol>
<b>Politikbereich</b>	<b>Kriterium</b>	<b>Ökonometrische Umsetzung</b>
Lohnpolitik	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Erhöhung der nominalen Stundenlöhne entsprechend der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung plus der Zielinflationsrate</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Definition einer stabilitätsgerechten Lohnpolitik und Berechnung der Abweichung dazu</li> <li>2. Lohn-Preissystem mit zeitvariablen Lohn- und Inflationsschocks</li> </ol>

<b>Politikbereich</b>	<b>Kriterium</b>	<b>Ökonometrische Umsetzung</b>
Fiskalpolitik	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Akzeptanz automatischer Stabilisatoren</li> <li>2. Stabilisierung der Ausgaben der öffentlichen Haushalte (insbesondere der öffentlichen Investitionen)</li> <li>3. Gegebenenfalls antizyklische diskretionäre fiskalische Maßnahmen (insbesondere auf der Ausgabenseite)</li> <li>4. Verhinderung des mittelfristigen Anstiegs der Staatschuld am BIP (aber keine Regel zur Einhaltung einer spezifischen Quote von Budgetsaldo der öffentlichen Haushalte zum BIP)</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Korrelation zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur im Zeitablauf</li> <li>2. Schätzung eines fiskalpolitischen VARs: Untersuchung der Wirkung von diskretionären und nicht-diskretionären Effekten auf Konjunktur und Budget</li> </ol>
<b>Politikbereich</b>	<b>Kriterium</b>	<b>Ökonometrische Umsetzung</b>
Außenwirtschaft	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Schaffung relativer Stabilität des nominellen (effektiven) Wechselkurses</li> <li>2. Begrenzung von Leistungsbilanzungleichgewichten</li> <li>3. Aus weltwirtschaftlicher Sicht: abgestimmte Wirtschaftspolitik der wichtigen Industrieländer</li> </ol>	<ol style="list-style-type: none"> <li>1. Abschätzung des Einflusses des Wechselkurses auf die Inflationsrate</li> <li>2. Abschätzung des Einflusses des Wechselkurses und des Zinssatzes in Ländern mit konkurrierenden Währungen auf die Geldpolitik</li> </ol>

## 2 Das Regime in den USA

### 2.1 Ökonometrische Beurteilung der lohnpolitischen Ausrichtung in den USA

#### 2.1.1 Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate

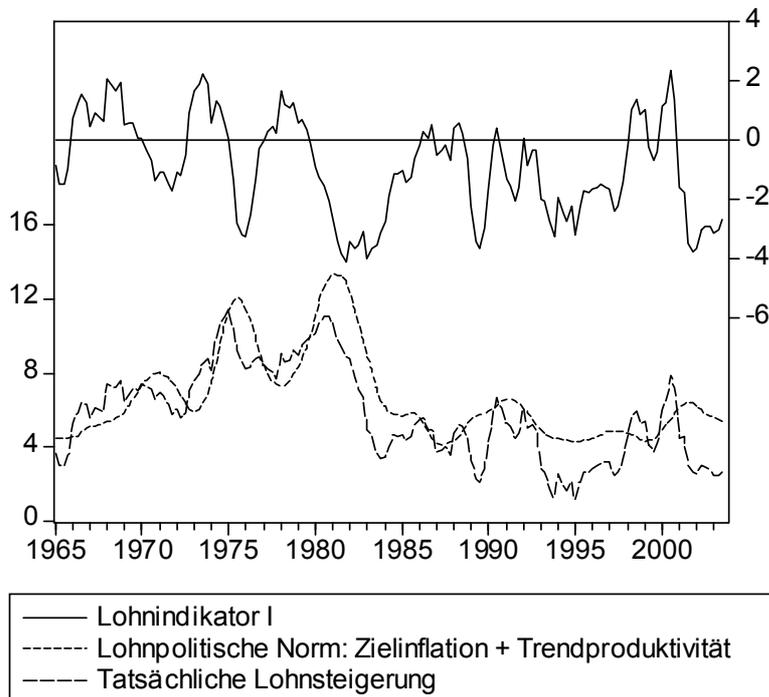
Wie schon in den ersten Kapiteln sowie im methodischen Teil ausgeführt, sollte sich eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik gesamtwirtschaftlich an der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung zuzüglich einer Ziel- oder Trendinflationsrate orientieren. Damit wäre über den Zyklus eine verteilungsneutrale Lohnpolitik gewährleistet. Weder die mittelfristige Produktivitätsentwicklung noch die Ziel- oder Trendinflationsraten sind für die USA allerdings genau bekannt sondern müssen abgeschätzt werden. Deshalb wurden als eine Annäherung an die Zielinflationsrate ein gleitender Durchschnitt der tatsächlichen Inflation der vergangenen 2 Jahre benutzt. Die Näherungsgröße für die Zielinflationsrate wurde deshalb so berechnet, weil vielfach die Zentralbanken ihre impliziten Zielraten langsam angepasst haben, und zwar in dem Maße wie es ihnen auch gelang, die tatsächlichen Inflationsraten zu senken.<sup>21</sup> Ein solches Vorgehen kommt einem gleitenden Durchschnitt sehr nahe. Die Trendproduktivität wurde über einen Hodrick-Prescott-Filter bestimmt, der letztlich auch eine Variante des gleitenden Durchschnitts ist.

Wir bezeichnen den aus der Summe beider Trendkomponenten sich ergebenden Indikator als lohnpolitischen Indikator I. Er ergibt sich konkret als:

$$\dot{W} - \dot{P}^{\text{geglättet}} - \dot{\lambda}^{\text{geglättet}}$$

mit  $\dot{W}, \dot{P}, \dot{\lambda}$  als Veränderungsrate der Löhne, Preise, Produktivität. Seine Entwicklung ist in der Abbildung dargestellt. Phasen, in denen die Lohnabschlüsse *über* der Lohnregel können als Zeiten "überschiessender" (und damit von der hier berechneten Norm abweichender) Lohnpolitik angesehen werden, wie auch Phasen eines "Unterschiessens" nicht stabilitätsgerecht sind.

<sup>21</sup> Für die USA gibt es keine offizielle Zielinflationsrate. Jedoch kann man für die Bundesbank eine Reihe aus dem in den Monatsberichten veröffentlichten Geldmengenziel berechnen.

**Abbildung 8: Lohnpolitischer Indikator I**

In dem Schaubild können Phasen lohnpolitischen "Überschiessens" (1965-70, 1973-75, 1977-1980) identifiziert werden, in denen zudem Inflationsdruck in den USA herrschte. Das Lohnwachstum war deutlich höher als die Summe aus Trendproduktivität und Trendinflation. Dies ist Indiz für Lohn-Preis-Spiralen in dieser Zeit. Seit Beginn der 80er Jahre geht jedoch weniger Druck vom Arbeitsmarkt aus. Vieles spricht dafür, dass der Anstieg der Inflationsrate zu Beginn der 90er Jahre nicht lohnpolitisch induziert war. Die Summe von trendmäßigem Produktivitätswachstum und Trendinflationsrate war in jener Zeit höher als das Lohnwachstum. Dies impliziert eine Umverteilung hin zu Gewinn- und Vermögenseinkommen in dieser Zeit. Trotz der recht einfachen Methode der Bestimmung von Trendproduktivität und Zielinflationsrate entspricht das Bild durchaus der Interpretation von Blinder/Yellen (2001), In der ersten Hälfte der 90er Jahre ging von den Löhnen nur ein sehr geringer Inflationsdruck aus, welcher sich ab 1997 verstärkte. Um zu untersuchen, inwieweit die Lohnpolitik auf die Inflation wirkte, wurde zudem ein Lohn-Preis-System geschätzt.

### 2.1.2 Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks

Die Trendbereinigung als einziges Maß für einen lohnpolitischen Indikator ist unbefriedigend, wenn man die Auswirkungen der Löhne auf die Preise untersuchen möchte. Insbesondere ist eine Aufteilung der Inflation in lohnbestimmte und nicht-lohnbestimmte Komponenten sinnvoll, wenn ein Regime insgesamt beurteilt werden soll. Ein strukturelles Modell ist hier geeignet, um den Einfluss verschiedener Faktoren auf die Inflation zu messen. Ein solches wurde im folgenden spezifiziert.

Das Ziel der vorliegenden Analyse ist es über ein strukturelles Modell – ein so genanntes Lohn-Preis-System – diejenige Lohn- und Inflationsentwicklung zu bestimmen, die mit dem theoretischen Modell vereinbar ist und Phasen der Abweichung der tatsächlichen Entwicklung vom Modellansatz zu bestimmen. Hierzu wird eine bestimmte Struktur des Lohnfindungsprozesses angenommen und die Koeffizienten dieses Modells über einen bestimmten Zeitraum geschätzt. Damit erhält man eine mit dem theoretischen Modell kompatible Lohn- und Preisentwicklung. In dem hier vorgestellten Modell gibt es darüber hinaus zeitvariable Komponenten von Löhnen und Inflation, die persistente Abweichungen von der modellbestimmten Entwicklung auffangen. Wir bezeichnen diese Abweichungen im Folgenden als Lohn- und Inflationsschocks, da sie Abweichungen von den strukturell geschätzten Koeffizienten implizieren und insofern nicht modellendogen sind.

Die Modellierung erfolgte hier über ein sogenanntes Zustandsraummodell.<sup>22</sup> Dabei gibt es eine Beobachtungsgleichung, in die einerseits feste Koeffizienten, andererseits Zustandsvariablen (hier  $z$ ) eingehen, die im Zeitablauf einem bestimmten Prozess folgen (hier ein "random walk"). Diese Zustandsvariablen dienen dazu, die oben beschriebenen Abweichungen der tatsächlichen Lohn- und Preisentwicklung von den im Modell ökonomisch modellierten Beziehungen in einem möglichst "glatten" (persistenten) Indikator zu sammeln. Die  $z$ -Variablen sind also ein Pendant zu den oben beschriebenen Trendabweichungen, nur dass hier für die Regel kein Trend sondern eine ökonomisch sinnvolle Beziehung unterstellt wurde. Es wurde konkret folgendes Lohn-Preis-System modelliert und geschätzt:

---

<sup>22</sup> Zur genauen Spezifikation des hier verwendeten Lohn-Preis-Modells und dessen Schätzung über ein Zustandsraummodell siehe Methodenteil.

## 1. Lohngleichung:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{W} = c_w + \alpha\lambda^w + \beta\dot{P}^e + \gamma(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^\lambda)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$

2. Preisgleichung  $\dot{P} = c_p + \delta\dot{W} - \phi\lambda^f + z_t^2 + \varepsilon_p$

## 3. Lohn-Preis-System:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{P} - \beta\dot{P}^e - z_t^1 = c_w + c_p + \alpha\lambda^w - \lambda^f + \gamma(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is}$   
 $\varepsilon_{is} \sim N(0, e^\rho)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^\sigma)$

Die Lohngleichung ist eine Phillips-Kurve, die Preisgleichung ergibt sich aus einer Mark-up-Preissetzung. Zunächst wurde die Lohngleichung mit dem zeitvariablen Lohnschock  $z_t^1$  geschätzt, danach folgte die Schätzung des reduzierten Lohn-Preis-Systems mit  $z_t^2$ , wobei  $z_t^1$  als Lohnschock aus der ersten Schätzung einfluss.<sup>23</sup>

Die geschätzten Ergebnisse für die Lohngleichung lauten wie folgt (Standardfehler in Klammern):

$$\dot{W} = 0,98 + 0,98\lambda^w + 0,61\dot{P}^e - 0,35(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^{-(1,03/0,864)})$$

(0,36)                      (0,09)                      (0,15)

$$z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0, 0,1)$$

<sup>23</sup> Für die Schätzung wurden folgende Daten verwendet: Für die Löhne wurde die Veränderungsrate der Erwerbstätigenentgelte je Stunde ("non-farm business sector") verwendet. Für die Produktivität wurde die Stundenproduktivität im gleichen Bereich verwendet, die Inflation wurde aus dem Konsumentenpreisindex errechnet. Als Produktivität der Arbeitnehmer  $\lambda^w$  wird ein langfristiger rückwärtsgerichteter Durchschnitt der Produktivität über 5 Jahre verwendet; es wird unterstellt, dass die Unternehmer die tatsächliche Produktivität ( $\lambda^f$ ) kennen. Die zyklische Arbeitslosigkeit wurde per Band-Pass-Filter aus der Arbeitslosenrate ermittelt. Für die in die Phillips-Kurve eingehende Inflation wird als Näherung ein rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt der Inflation über 2 Jahre verwendet. Die Modelle werden über Iterationsalgorithmen geschätzt. Falls sich bestimmte Größen nicht mehr ändern, geht man davon aus, das Maximum der Likelihood-Funktion gefunden zu haben. Allerdings sind diese Verfahren vielfach sensitiv bezüglich der Startwerte, wenn die Likelihood-Funktion mehrgipflig ist. Es wurde die Varianz  $e^\phi = 0,1$  gesetzt; das zugehörige Varianzverhältnis  $e^\lambda / e^\phi$  ergibt dann 0,28.

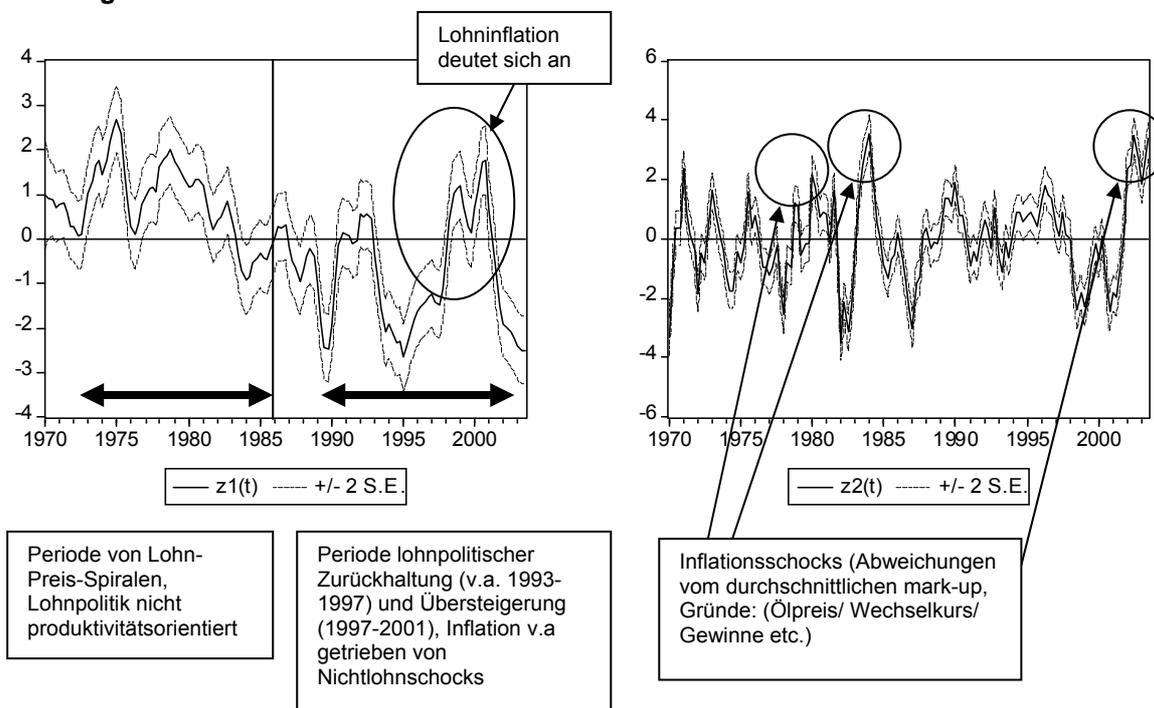
Die Schätzung des Lohn-Preis-Systems mit exogenen Lohnschocks und unter Beibehaltung der Koeffizienten aus der Lohngleichung ( $\alpha, \beta, \gamma$ ) lieferte folgendes Ergebnis:<sup>24</sup>

$$\dot{P} - 0,61\dot{P}^e - z_t^1 = 0,98 + 1,05 + 0,98\lambda^w - \lambda^f - 0,35(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is} \quad \varepsilon_{is} \sim N(0, e^{\frac{-2,29}{(0,71)}})$$

Alle Koeffizienten haben plausible Vorzeichen und sind signifikant. Interessant sind für unsere Zwecke vor allem die Verläufe der beiden Prozesse  $z_t^1$  und  $z_t^2$ , d.h. für die beiden "persistenten Abweichungen" von den ökonomisch motivierten strukturellen Gleichungen. Wir nennen sie – eine übliche Semantik aufgreifend – auch "Schocks", da sie die Abweichung von ökonomisch motivierten Beziehungen darstellen. Die Verläufe der Größen sind in der unteren Abbildung dargestellt. Die Interpretation entspricht dem Fall der Trendabweichung von der lohnpolitischen Regel: Ein Wert des Lohnindikators ( $z_1$ ) unterhalb der Nulllinie gibt ein Zurückbleiben der Löhne hinter die ökonomisch motivierte Beziehung an, ein Wert größer Null eine gegenüber dem ökonomischen Modell "übersteigerte" Lohnentwicklung. Ähnlich ist die Interpretation beim Inflationsindikator. Ein positiver Wert gibt positiven Inflationsdruck an – wo auch immer dieser herrührt (Überschussnachfrage, Ölpreis, Wechselkurs, ....).<sup>25</sup>

<sup>24</sup> Bei Setzung der Varianz der Beobachtungsgleichung auf 1.

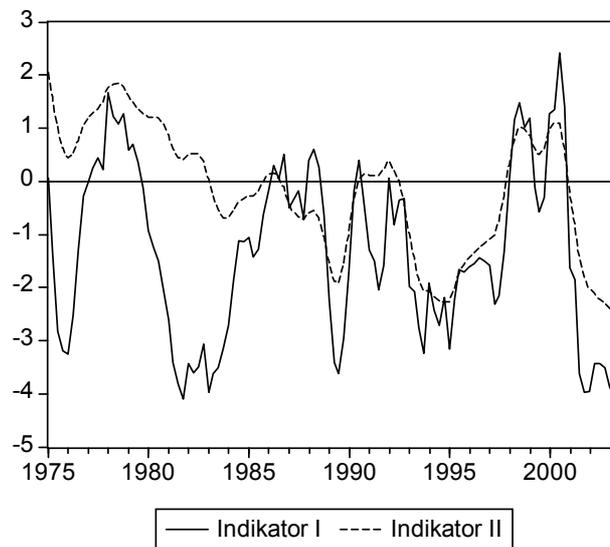
<sup>25</sup> Letztlich braucht es immer eine Überschussnachfrage, um Kostensteigerungen auf die Preise überwälzen zu können.

**Abbildung 9: Lohn- und Inflationsschocks im Lohn-Preis-Modell**

Bei den auf der linken Seite dargestellten "Lohnschocks" zeigen sich früh Phasen persistenter Abweichung der Lohnentwicklung von der strukturellen Gleichung. So scheint die Lohnpolitik in den 70er Jahren insgesamt sehr expansiv ausgerichtet gewesen zu sein und damit zu Lohn-Preis-Spiralen beigetragen zu haben. In den 80er und – noch ausgeprägter – in den 90er Jahren zeigen sich Phasen lohnpolitischer "Zurückhaltung". Jedoch deutete sich in den späten 90er Jahren eine Lohninflation an. Bei den Inflationsschocks zeigen sich deutliche "Spitzen" nach oben, die v.a. mit Ölpreis- oder Wechselkursentwicklungen erklärbar sind. In den späten 1990er Jahren gab es deutlich negative Inflationsschocks, in dieser Phase führte die Aufwertung des US-Dollars zur Dämpfung des Preisantriebs. Gleichzeitig ging der Ölpreis zwischen Anfang 1997 und Ende 1998 zurück.

### 2.1.3 Diskussion der Ergebnisse

Der Vergleich der verwendeten Methoden zeigt, dass beide für die 90er Jahre in der Tendenz zu ähnlichen Schlussfolgerungen führen. In Abbildung 10 ist die Abweichung der tatsächlichen Lohnzunahme von der Trendproduktivität und Zielinflationsrate (Indikator I) und der "Lohnschock"  $z_t^I$  aus der Lohn-Preis-Schätzung (Indikator II) dargestellt.

**Abbildung 10: Vergleich der lohnpolitischen Indikatoren für die USA**

In der Beurteilung der 1970er und frühen 1980er Jahre gibt es allerdings erhebliche Unterschiede. Während der einfache, über Trendbereinigungsverfahren ermittelte Indikator schon in den 80er Jahren eine massive lohnpolitische Restriktion anzeigt, ergibt das semi-strukturelle Modell eine deutlich "expansive" Lohnpolitik. Dies ergibt sich daraus, dass die Koeffizienten über den gesamten Zeitraum geschätzt werden und gemessen an diesen Koeffizienten das Wachstum der Löhne in den 70er Jahren höher war, als vom strukturellen Modell impliziert. Für die 1990er und 2000er Jahre können drei Phasen der lohnpolitischen Ausrichtung ausgemacht werden: Lohnpolitische Zurückhaltung zwischen 1992 bis 1997, lohnpolitische Übersteigerung zwischen 1998 und 2000 und wiederum (dieses Mal sehr starke) lohnpolitische Zurückhaltung danach.

## 2.2 Ökonometrische Beurteilung der fiskalpolitischen Ausrichtung in den USA

Nach unserer Einschätzung ist eine *funktionale* Fiskalpolitik dadurch gekennzeichnet, dass sie im Allgemeinen antizyklisch wirkt und Schwankungen der wirtschaftlichen nicht verstärkt sondern dämpft.<sup>26</sup>

<sup>26</sup> Von den Wirkungen staatlicher Ausgaben, Steuern oder Defizite auf das langfristige Wachstum wird abgesehen. Siehe die Ausführungen im vorderen Teil dieser Arbeit bzw. im Methodikteil.

### 2.2.1 Bestimmung der antizyklischen Orientierung über Korrelationsanalyse

Zur Beurteilung der Funktionalität der US-amerikanischen Fiskalpolitik wurde die antizyklische Wirkung der Finanzpolitik – und Abweichungen davon – über eine Analyse der Korrelation – d.h. des statistisch messbaren Zusammenhangs zwischen zwei Größen zu einem Zeitpunkt – ermittelt. Für die Analyse der Finanzpolitik wurden zunächst trendbereinigte Werte für die staatlichen Einnahmen und Ausgaben sowie ein Konjunkturmaß berechnet. Es wurde die Produktionslücke – die Abweichung des aktuellen BIP von einem Trendverlauf als Maß für die Konjunktur – hier mit Hilfe eines asymmetrischen Band-Pass-Filters bis 2003 bestimmt.<sup>27</sup> Staatliche Einnahmen und Ausgaben wurden mit dem Hodrick-Prescott-Filter trendbereinigt. Zur Beurteilung der fiskalpolitischen Gesamtwirkung (restriktiv/negativ) der USA wurde ein Nachfrageimpuls definiert, der sich aus den trendbereinigten Ausgaben und Einnahmen des Staates zusammensetzt (jeweils in Prozent des Bruttoinlandsprodukts):

D.h.

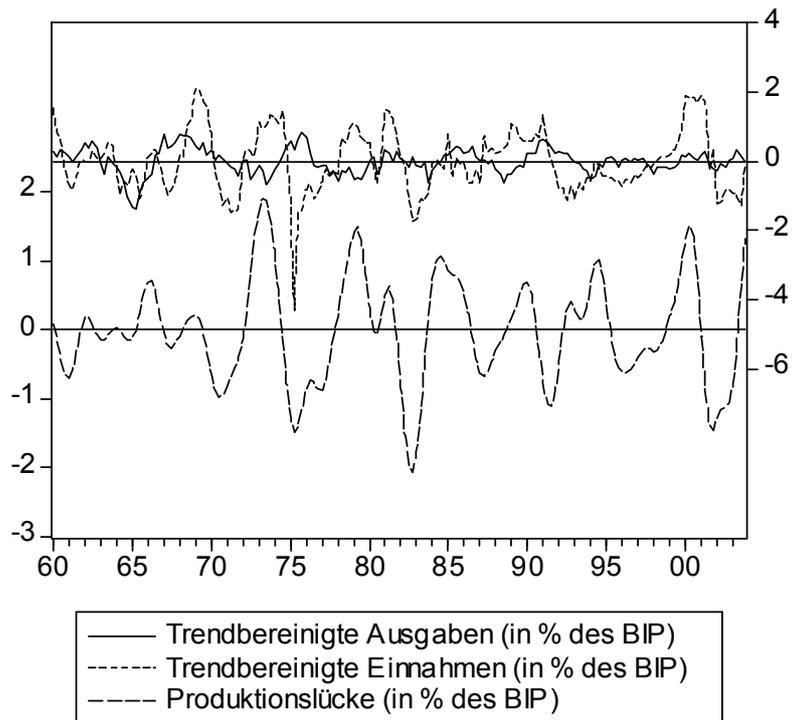
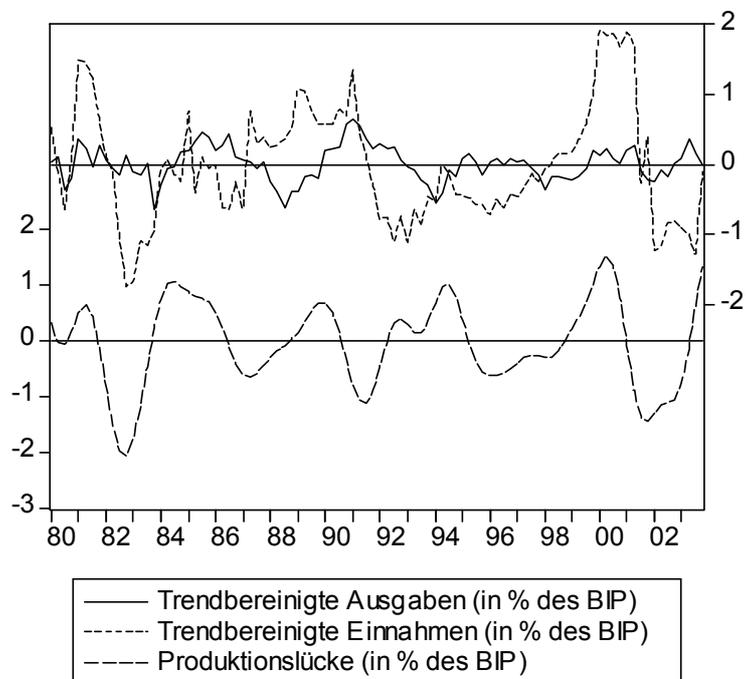
$$\text{NACHFRAGEIMPULS} = (G_{\text{zyklisch}} - NT_{\text{zyklisch}}) / Y_{\text{nominal}} * 100$$

mit G für Ausgaben und NT für Einnahmen.

Schauen wir uns zunächst die Entwicklung der konjunkturellen Komponente von Ausgaben und Einnahmen einmal an.

---

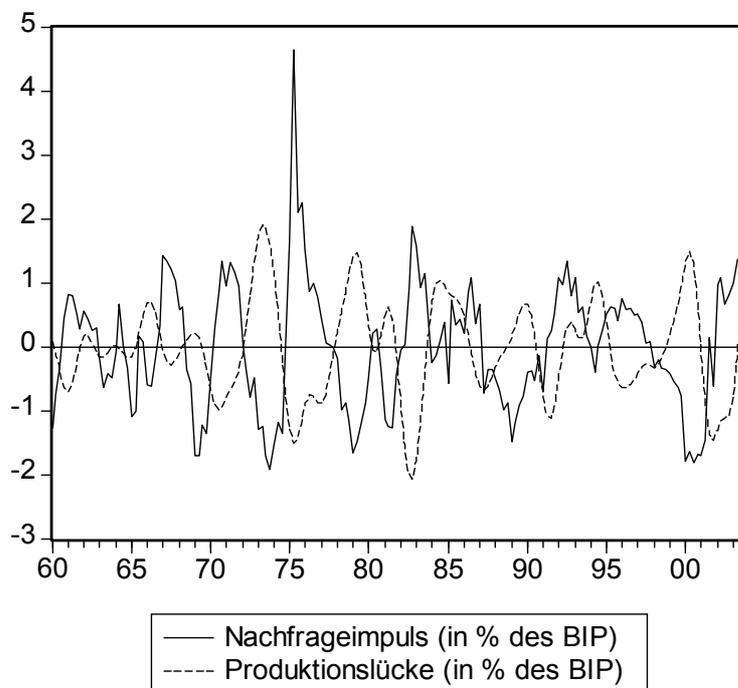
<sup>27</sup> Vgl. Christiano/Fitzgerald (2003) und die Ausführungen im Methodenteil. Letztlich ist die Wahl der Filter immer beliebig. Hier wurde der Band-Pass-Filter benutzt, da er plausible Ergebnisse liefert.

**Abbildung 11: Fiskalische Einnahmen, Ausgaben und Konjunktur 1960 - 2003****Abbildung 12: Fiskalische Einnahmen, Ausgaben und Konjunktur 1980 - 2003**

Es zeigt sich, dass die Einnahmen insgesamt volatiler sind als die Ausgaben. Das spricht für unsere Hypothese. Die Entwicklung der Einnahmen sind gleichlaufend zur Konjunktur, bei den Ausgaben ist das Muster nicht eindeutig. Betrachtet man die

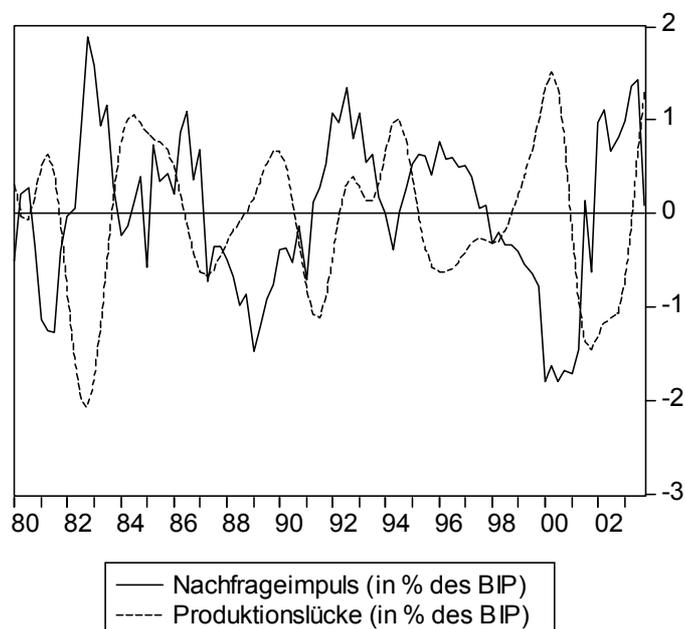
Beziehung im Zeitablauf, so scheint es in den 60er und 70er Jahren eine ausgeprägter antizyklisch agierende Fiskalpolitik gegeben zu haben.<sup>28</sup> In den 90er Jahren waren die Schwankungen geringer. Insbesondere die Ausgabenschwankungen scheinen abgenommen zu haben, was für eine "Verstetigung" der Politik spricht. Die reine Betrachtung der Reihen sagt jedoch noch nichts über die Stärke des Zusammenhangs. Deshalb untersuchten wir in einem nächsten Schritt den Zusammenhang zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur. Betrachten wir zunächst die Zeitreihen:

**Abbildung 13: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1960 - 2003**



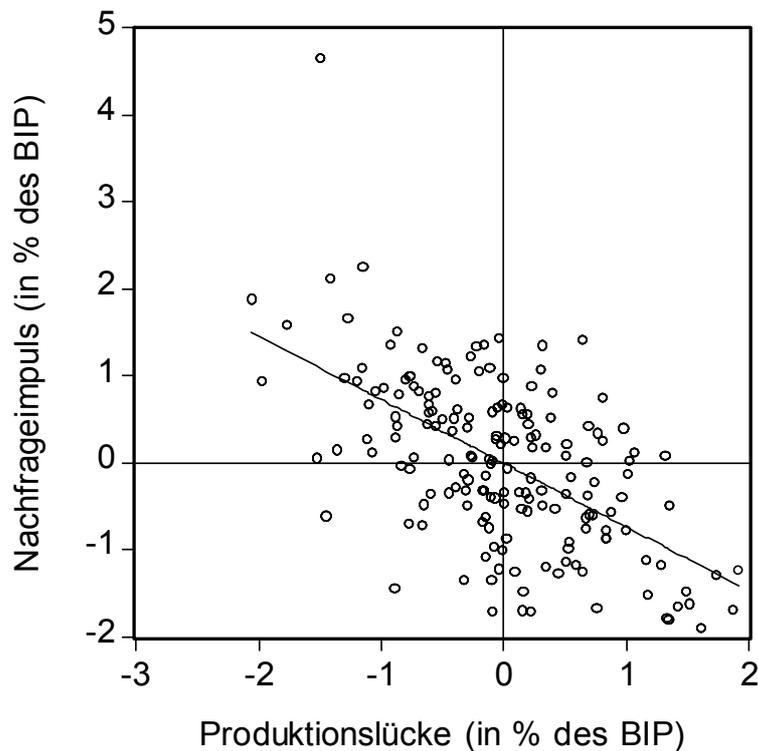
<sup>28</sup> Im Jahre 1975 fällt ein starker Ausreißer auf, dies waren temporäre Steuersenkungen zur Ankurbelung der Konjunktur.

**Abbildung 14: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1980 - 2003**



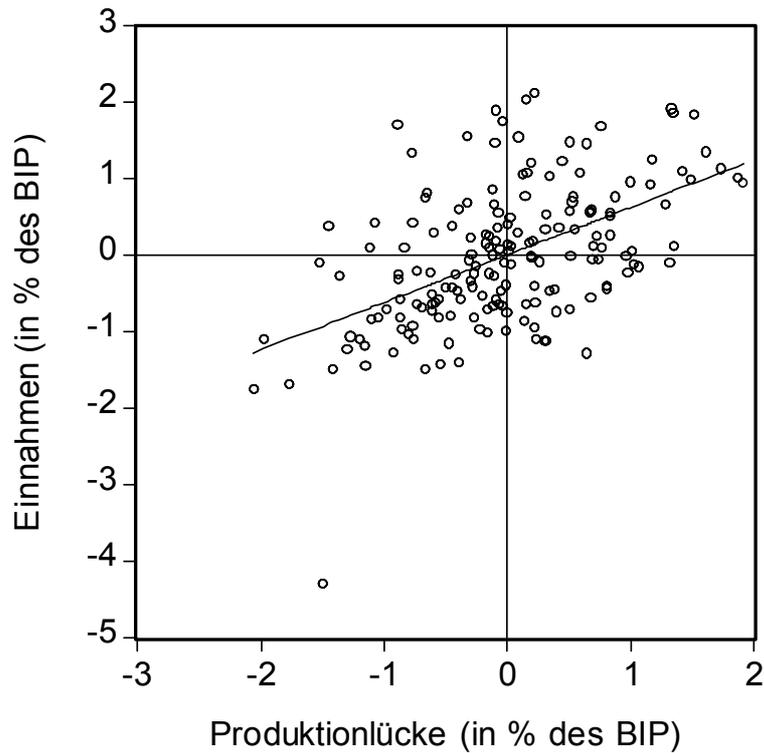
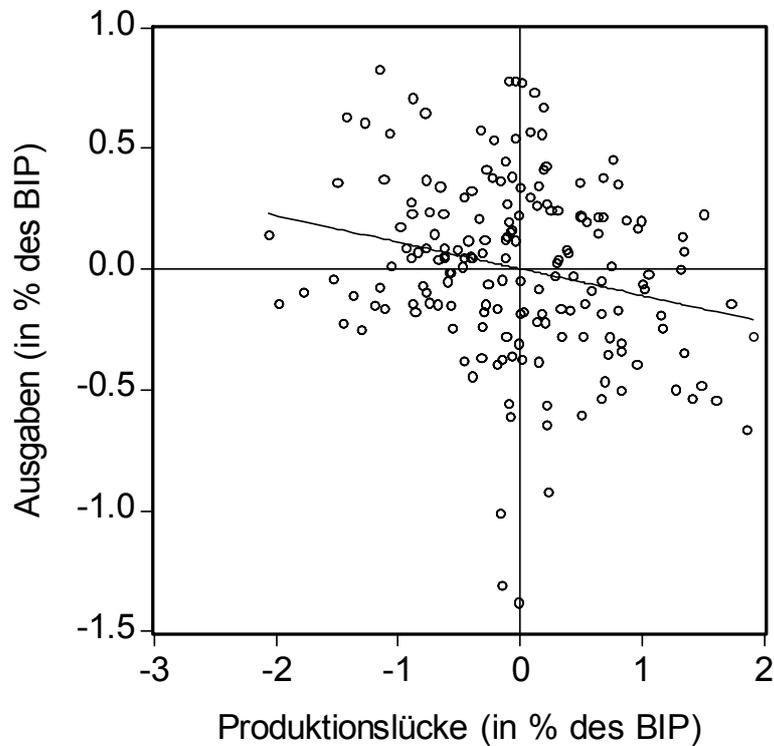
Es fällt auf, dass die Ausschläge der Nachfrageimpulse in den 60er und 70er Jahren deutlich stärker waren als später. Dies korrespondiert mit obiger Beobachtung, dass die Volatilität der Ausgaben größer war. Allerdings ist nicht klar, ob dies auf eine veränderte Rolle der Wirtschaftspolitik oder der eine insgesamt gesunkene Volatilität des Outputs zurückzuführen ist. Die Amplitude von Output und Nachfrageimpulsen hat im Verlauf der letzten Jahrzehnte jedenfalls abgenommen – ein Bild, welches auch in den anderen Industrieländern beobachtbar ist. Auf den Bildern sind außerdem sind Phasen erkennbar, wo die Politik möglicherweise prozyklisch gewirkt hat, Nachfrageimpuls und Konjunktur sind gleichläufig entwickelt haben (z.B. in den 80er Jahren oder in der Rezession zu Beginn der 90er Jahre). Für die hier besonders interessierenden Phase seit Beginn der 90er Jahre zeigt sich eine deutlich negative Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur – die Finanzpolitik wirkte gemäß diesem Kriterium eindeutig antizyklisch.

Um die Stärke der Beziehung zwischen jeweils Einnahmen- und Ausgabenkategorien und Konjunkturmaßen sowie zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur für den gesamten Zeitraum noch genauer zu untersuchen, wurden Streudiagramme mit Regressionsgraden erzeugt.

**Abbildung 15: Streudiagramm: Auslastungsgrad und Nachfrageimpuls**

Im obigen Streudiagramm wurde die Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur untersucht. Es bestätigt sich die für eine funktionale Politik aufgestellte Hypothese einer deutlich negativen Beziehung zwischen den genannten Größen, die in den USA stark ausgeprägt zu sein scheint.

Untersucht man die Stärke der Korrelation getrennt für trendbereinigte Einnahmen und Ausgaben, so zeigt sich eine starke positive Beziehung auf der Einnahmeseite und eine eher unsystematische oder zumindest schwache negative Beziehung auf der Ausgabenseite. Eine starke Beziehung liegt immer dann vor, wenn die Punkte sehr nahe an der Gerade liegen, eine schwache Beziehung ist durch eine eher weit streuende Punktwolke gekennzeichnet.

**Abbildung 16: Zyklische Komponente der Einnahmen und Konjunktur****Abbildung 17: Zyklische Komponente der Ausgaben und Konjunktur**

Alle bis hierher ermittelten Ergebnisse sind mit den Hypothesen zu einer funktionalen Finanzpolitik vereinbar. Allerdings ist bisher nicht klar, ob diese Beziehungen im Zeitablauf stabil sind.

In einem nächsten Schritt wurde deshalb die Stabilität der Beziehungen im Zeitablauf mit Hilfe von rollenden und rekursiv geschätzten Korrelationskoeffizienten untersucht (zur Interpretation dieser Maße für Strukturbrüche siehe die ausführlichen Erläuterungen im Methodikteil).

Die Analyse zeigt, dass die Beziehungen über den gesamten Zeitraum keineswegs stabil sind. Bei den Nachfrageimpulsen zeigt sich zuerst eine Prozyklizität zu Beginn des Schätzzeitraums (60er Jahre, Vietnam-Krieg), wo boomende Konjunktur und steigende Ausgaben offenbar Hand in Hand gingen und eine starke Antizyklizität in den 70er Jahren. Der Koeffizient der rollenden Schätzung liegt nahe bei  $-1$ , d.h. es gab eine sehr ausgeprägt antizyklische Politik. In den 80er Jahren führten Steuerreformen und diskretionäre Ausgabenpolitik dazu, dass die Funktionalität der Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur zeitweise gestört wurde, was in dem "Gezappel" der Koeffizienten in diesem Zeitraum sichtbar wird. Seit Beginn der 90er Jahre zeigt die Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur wieder antizyklischen Charakter. Zuletzt (seit 2001) deutet sich wieder ein Strukturbruch mit einer äußerst expansiven Fiskalpolitik an, die mglw. prozyklisch gewesen sein könnte.<sup>29</sup>

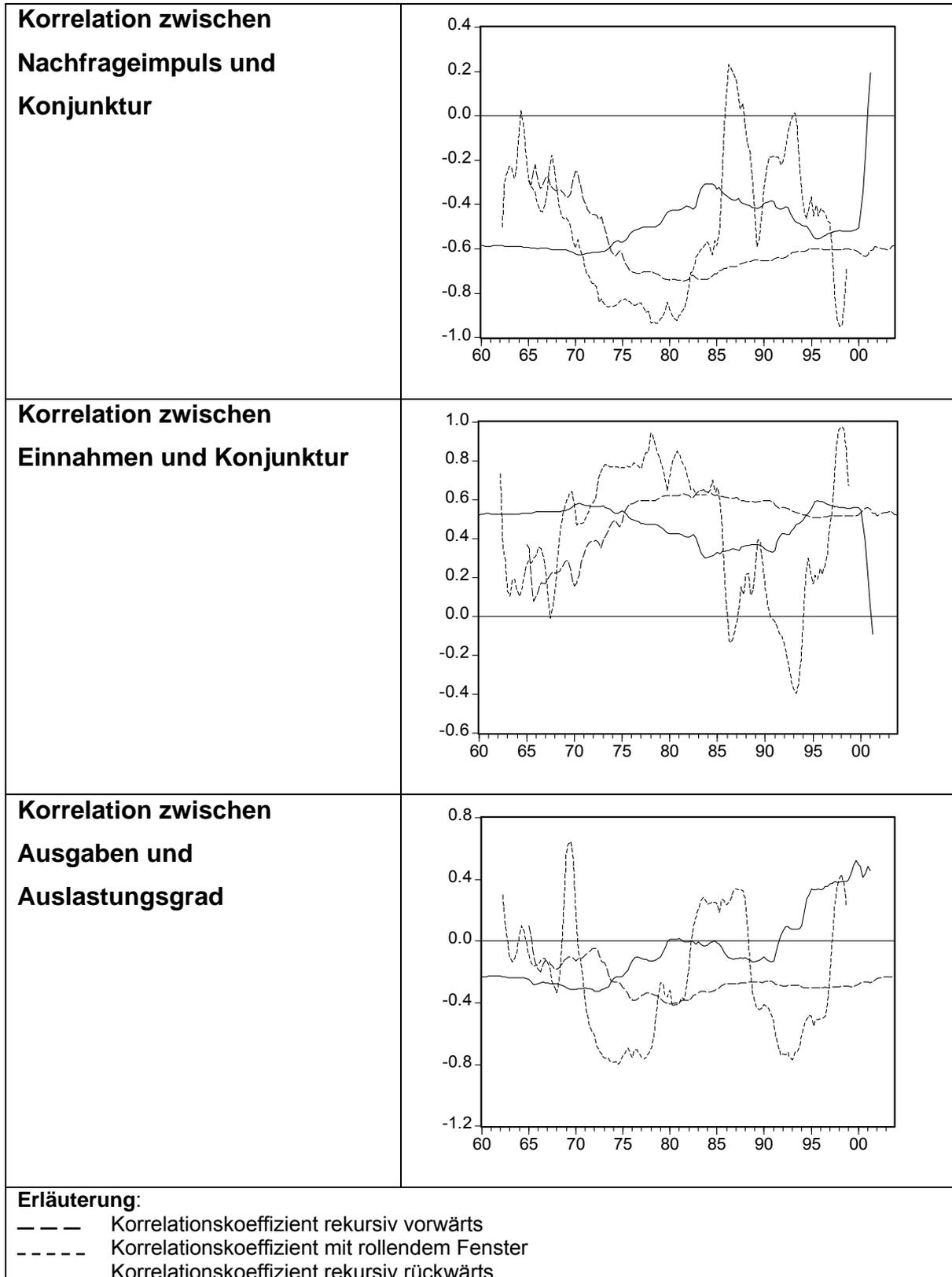
Die Beziehung zwischen Einnahmen und Konjunktur im Zeitablauf ist weitgehend positiv. Sie scheint in den 80er und frühen 90er Jahren offenbar im Zusammenhang mit Steuerreformen kurzfristig von ihrem üblichen Muster abgewichen zu sein. Seit Mitte der 90er Jahre entspricht die Beziehung der Hypothese einer funktionalen Politik.

Die Beziehung zwischen Ausgaben und Konjunktur ist betragsmäßig nicht so eng wie diejenige zwischen Nachfrageimpulsen oder Einnahmen und Konjunktur. Dies spricht insgesamt für eine verstetigte Ausgabenpolitik. Allerdings zeigt die Untersuchung der Beziehung im Zeitablauf, dass es hier es Mitte der 80er und Ende

---

<sup>29</sup> Man muss am aktuellen Rand etwas vorsichtig mit den Konjunkturfiltren zur Trendbereinigung sein. Sie tendieren dazu, die aktuelle Entwicklung überzubewerten. Im vorliegenden Fall z.B. signalisiert der Konjunkturfiltren für 2002/ 2003 schon ein Schliessen bzw eine geschlossene oder positive Produktionslücke für die USA. Das ist unplausibel.

der 90er Anzeichen einer veränderten Beziehung , d.h. einer wenn auch leichten prozyklischen Beziehung gibt. Dies steht für diese Zeiträume im Widerspruch zur Hypothese der Funktionalität.



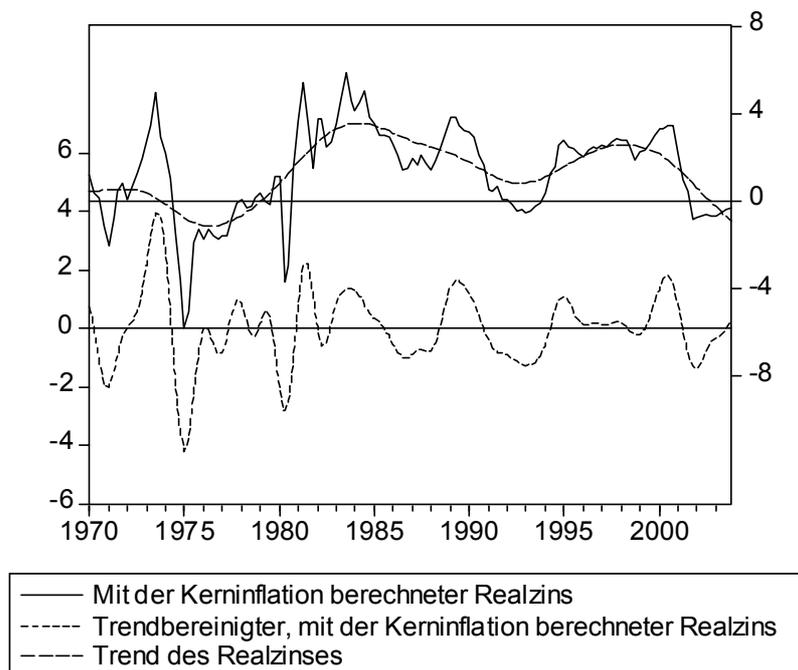
Alles in allem zeigen unsere Ergebnisse, dass die Fiskalpolitik in den USA:

1. deutlich antizyklisch war und ist. Dies zeigt sich am starken negativen Zusammenhang zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur.
2. diese antizyklische Wirkung sich vor allem v.a. über die Einnahmeseite ergibt. Dies zeigt sich an dem betragsmäßig hohen Korrelationskoeffizienten zwischen Einnahmen und Konjunktur.
3. in den 80er und frühen 90er Jahren Jahren (mit Steuerreformen und Ausgabenprogrammen) die antizyklische Wirkung z.T. abgeschwächt war. Dies zeigen die verschiedenen rekursiven und rollenden Korrelationskoeffizienten.
4. in den 90er Jahre die Wirkung der Finanzpolitik insgesamt wieder antizyklischer ist, die rekursiven und rollenden Schätzungen bestätigen dies.
5. hingegen sich seit 2001 mit der Steuerreform der Bush-Regierung ein Strukturbruch in der Finanzpolitik vollzog, dessen Folgen zumindest mit ökonometrischen Methoden nicht abschätzbar sind. Die Strukturbruchtests deuten dies zumindest an. Die Ausgaben scheinen aktuell prozyklisch zu sein.

## **2.3 Ökonometrische Beurteilung der geldpolitischen Ausrichtung in den USA**

### **2.3.1 Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"**

Der kurzfristige Zins ist das Instrument der Geldpolitik. In dem Maße, wie die Preise kurzfristig rigide sind, kann die Zentralbank mit ihm den Realzins beeinflussen. Oftmals wird der kurzfristige Realzins im Verhältnis zu seinem Durchschnitt als Maß für den Restriktionsgrad der Geldpolitik benutzt. Allerdings kann sich auch die Höhe seines Durchschnitts historisch verschieben. Um dem Rechnung zu tragen, wurde hier ein Realzins als Differenz aus Nominalzins und Kerninflationsrate berechnet und danach trendbereinigt. Eine variable Trendbereinigung über einen in der Literatur vorgeschlagenen Filter erlaubt es, lang- und mittelfristige Schwankungen des durchschnittlichen Realzinses aus der Betrachtung auszuklammern.

**Abbildung 18: Trendbereinigter kurzfristiger Realzins**

An dem Bild zeigen sich verschiedene Phasen, in denen der tatsächliche Realzins deutlich über dem Trend lag. Diese können als Phasen geldpolitischer Restriktion angesehen werden, wobei "Restriktion" hier ein "Abbremsen" der Konjunktur in Hochboomphasen einschliesst, genauso wie auch gezielte Disinflationsphasen. Die Perioden liegen ca. 1973, 1981-1985, 1988-1991, 1994-1995, 1997-99 sowie ab 2001. Bis auf die Phase 1994-95 wo der Fed ein "soft-landing" gelang, folgten auf alle Phasen eine Rezession. In der Phase 1981-1985 blieb die Fed auf restriktivem Kurs auch nachdem die Wirtschaft sich aus der Rezession gelöst hatte.

### 2.3.2 Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel"

Neben der Berechnung eines trendbereinigten Realzinses war es uns wichtig, herauszufinden, ob sich die Art der Berücksichtigung makroökonomischer Variablen für die Geldpolitik im Zeitablauf geändert hat. Aus diesem Grund haben wir im folgenden die Koeffizienten der von Taylor vorgeschlagenen geldpolitischen Regeln geschätzt und die Veränderung der Koeffizienten im Zeitablauf untersucht.

#### 2.3.2.1 GMM-Schätzung der Koeffizienten und Strukturbruchtests

Die Schätzung der Koeffizienten der Taylor-Regel erfolgt wie im Methodenteil beschrieben. Die zu schätzende Gleichung lautet (nach den beschriebenen Umformungen):

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t]\} + u_t$$

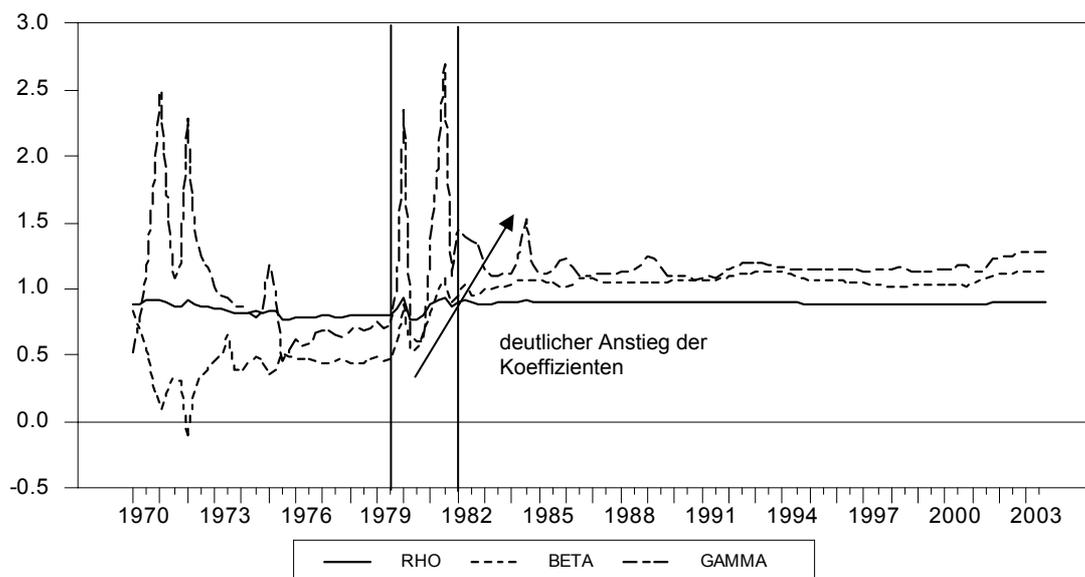
Die von der Zentralbank gesetzten Zinsen werden somit in Abhängigkeit von der erwarteten Inflationsrate  $E_t(\pi_{t+k})$  und der Konjunkturlage  $E(x_t)$  bestimmt. Es wird also gefragt, inwieweit die Zentralbank auf Inflation und Konjunktur reagiert. Aufgrund der Abhängigkeit des Fehlerterms  $\varepsilon_t$  der Gleichung von den Regressoren  $(\rho, \beta, \gamma)$  im obigen Modell wurde die Gleichung mit Hilfe der verallgemeinerten Momentenmethode (GMM) – also mit Instrumentenvariablen – geschätzt.<sup>30</sup> Die Verwendung von Instrumentenvariablen bedeutet, dass man miteinander hoch korrelierte Variable durch als exogen angenommene erklärende Variable ersetzt, um das Endogenitätsproblem zu lösen. Hier wurden zurückliegende Werte von Inflation, Produktionslücke und Zins benutzt.<sup>31</sup>

Schon nach den ersten Schätzungen wurde klar, dass die geldpolitische Regel für den gesamten Zeitraum offenbar instabil ist. Je nach betrachtetem Zeitraum änderten sich die Koeffizienten beträchtlich. Um die Strukturbrüche genauer zu datieren, wurden für den Zeitraum 1965 bis 2000 rekursive Koeffizienten geschätzt. Verändert der Koeffizient sehr stark nach der Zunahme neuer Beobachtungen, ist das ein Zeichen für eine Verhaltensänderung bzw. ein Strukturbruch.<sup>32</sup>

Betrachtet man beispielhaft das Ergebnis der vorwärtgerichteten rekursiven Schätzung, so spricht für die USA das Ergebnis eindeutig für einen Strukturbruch. Es gab eine relativ stabile Beziehung mit kleinen Koeffizienten vor 1979 und ab 1983 wieder eine stabile Beziehung – allerdings bei insgesamt höheren Koeffizienten.

<sup>30</sup> Vgl. den entsprechenden Abschnitt im methodischen Teil für detaillierte Erläuterungen.

<sup>31</sup> Die Konjunkturgröße wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters berechnet.

**Abbildung 19: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für die USA (rekursiv vorwärts)**

Zusätzlich zu den rekursiv vorwärtsgerichteten Schätzungen, wurden ähnliche Schätzungen rückwärtsgerichtet und mit einem rollenden Fenster durchgeführt. Dies gliedert bestimmte Schwachpunkte der nur vorwärtsgerichteten Schätzung wieder aus. Es zeigten sich Instabilitäten um 1981 und nun auch um 1992 herum. Insgesamt zeigt sich, dass der Koeffizient bezüglich der Inflationsrate im Durchschnitt der 80er und 90er Jahre höher liegt, als in den 70er Jahren. Anfang der 90er wurde zudem die Inflation hoch gewichtet.

Die Ergebnisse der Stabilitätsuntersuchungen deuten darauf hin, dass es zwei stabile Beziehungen gibt: Einerseits sind die 70er und zu Beginn der 80er Jahre von stabilen aber niedrigen Koeffizienten geprägt, andererseits die Zeit ab 1982 von insgesamt höheren Koeffizienten. Das entspricht auch den Ergebnissen der Untersuchungen von Clarida/Galí/Gertler (1998/2000). Sie interpretieren das gefundene Ergebnis dergestalt, dass in den 70er Jahren eine akkomodierende Politik betrieben wurde. Der für die Inflationsgewichtung gefundene Koeffizient unter 1 bedeutet, dass jede Erhöhung der Inflationsrate um einen Prozentpunkt mit einer Erhöhung des nominalen Leitzinses von weniger als einem Prozentpunkt einherging, der kurzfristige Realzins also sank und die Geldpolitik damit prozyklisch wirkte. Ab 1982 – also nach der von Paul Volcker eingeleiteten Disinflationsperiode reagiert die Fed

<sup>32</sup> Zu rekursiven und rollenden Schätzmethoden siehe das im Methodenteil enthaltene Kapitel zur Schätzung fiskalpolitischer Korrelationskoeffizienten.

anders. Jede Erhöhung der Inflationsrate sieht eine Erhöhung des Realzinses nach sich, die Geldpolitik wirkt dämpfend auf die Nachfrageseite der Wirtschaft.

Nach diesem Befund wurde der Untersuchungszeitraum unterteilt und getrennt geschätzt; zuerst für den Zeitraum von 1961 bis 1979 und dann von 1983 bis 2000. Das Ausblenden der Zwischenzeit erschien sinnvoll, da die Zeit von 1979 bis 1982 in den USA (harter Disinflationkurs und strikte Geldmengensteuerung) eine "Sonderrolle" zu spielen scheint.

Die Schätzergebnisse (Standardfehler in Klammern) sind wie folgt.<sup>33</sup>

Zeitraum	Ergebnisse
1960:1 bis 1979:2	$i_t = (1 - 0,79) \left[ \begin{array}{ccc} 2,97 + 0,46 \pi_{t+k} + 0,70 x_t \\ (0,58) & (0,09) & (0,35) \end{array} \right] + 0,79 i_{t-1} + \varepsilon_t$
1983:4 bis 1999:2	$i_t = (1 - 0,84) \left[ \begin{array}{ccc} 0,44 + 1,52 \pi_{t+k} + 1,26 x_t \\ (1,82) & (0,56) & (0,50) \end{array} \right] + 0,84 i_{t-1} + \varepsilon_t$

Es ergeben sich in der ersten Periode Koeffizienten bezüglich der Reaktion auf Inflation von 0,5 und bezüglich der Reaktion auf die Produktionslücke von 0,7. Danach ist der Koeffizient bezüglich der Inflation mit 1,5 betragsmäßig größer als 1, d.h. steigende Inflationserwartungen führen zu einer Erhöhung des Realzinses. Der Koeffizient bezüglich der Produktionslücke ist nahe 1.

### 2.3.2.2 Zeitvariable Schätzung durch ein Zustandsraummodell

Die Schätzungen mit der GMM-Methode ließen erkennen, dass die Koeffizienten der Taylor-Regel im Zeitablauf recht instabil sind. Deshalb wurde als zusätzliche Methode eine Taylor-Regel als Zustandsraummodell oder Modell mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt.<sup>34</sup> Damit soll die Veränderung der Inflations- und Konjunkturreagibilität der Zentralbank gemessen werden und als Anhaltspunkt für die Phaseneinteilung der Geldpolitik dienen. Auch dieses Modell sollte – wie auch bei der vorhergehenden GMM-Schätzung – mit vorwärtsgerichteten Erwartungen geschätzt werden. Das Modell hat folgende Form:

<sup>33</sup> Der rho-Koeffizient ist die Summe der AR-Koeffizienten.

<sup>34</sup> Die Koeffizienten bezüglich der Inflation und Konjunktur können gewisse Zustände annehmen. Die Zustände sind per Annahme recht persistent (Modellierung als "random walk") aber ändern sich im Zeitablauf. Vgl. die detaillierten Ausführungen im Methodik-Teil.

Beobachtungsgleichung:  $i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$

$$\varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$$

$$1. \text{ Zustandsgleichung: } \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$2. \text{ Zustandsgleichung: } \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^\eta)$$

Allerdings gibt es dabei eine Schwierigkeit: Die Inflationserwartungen sind nicht bekannt. Deshalb wurden diese über ein vektorautoregressives (VAR-) Modell jeweils für 4 Quartale im voraus ("out of sample") prognostiziert, wobei angenommen wird, dass die erwartete Inflation von ihren eigenen Verzögerungen, dem Wachstum des BIP, dem kurzfristigen Marktzinssatz sowie einem Indikator für eine allgemeine Preisveränderung (hier Ölpreis) abhängt. Das VAR-Modell wurde in Anlehnung an dem bei den GMM-Schätzungen gefundenen Strukturbruch für den Zeitraum von 1960 bis 1980 und 1980 bis 2003 getrennt berechnet.<sup>35</sup>

Nun wurde das Zustandsraummodell mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt. Die Schätzergebnisse sind folgende:<sup>36</sup>

$$i_t = (1 - 0,38) \left[ \underset{(0,44)}{4,39} + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t \right] + \underset{(0,07)}{0,38(L)} i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^{\frac{-4,28}{(0,66)}})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^{\frac{-2,97}{(0,27)}})$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^{\frac{-3,83}{(0,98)}})$$

Die Ergebnisse für die zeitvariablen Koeffizienten ( $\beta_t, \gamma_t$ ) sind in der Abbildung dargestellt. Einerseits wird die Periode der "Volcker-Disinflation" klar herausgehoben: Die Berücksichtigung des Inflationszieles stieg 1980 bis 1983 deutlich an. Gleichzeitig sank die Berücksichtigung der Produktionslücke, d.h. trotz rezessiver Konjunktur bremste die Zentralbank mit der Begründung, noch bestehende Inflationserwartungen brechen zu wollen. Gleichzeitig ist zu erkennen, wie die Geldpolitik Ende der 80er und Anfang der 90er Jahre eine Bremsung einleitete, danach stark expansive Impulse setzte und diese im Aufschwung wieder "einsammelte". Im Zuge der zweiten Hälfte der 90er Jahre blieb die Zentralbank weitgehend abwartend und schaltete nach der Asienkrise kurzzeitig auf Expansion.

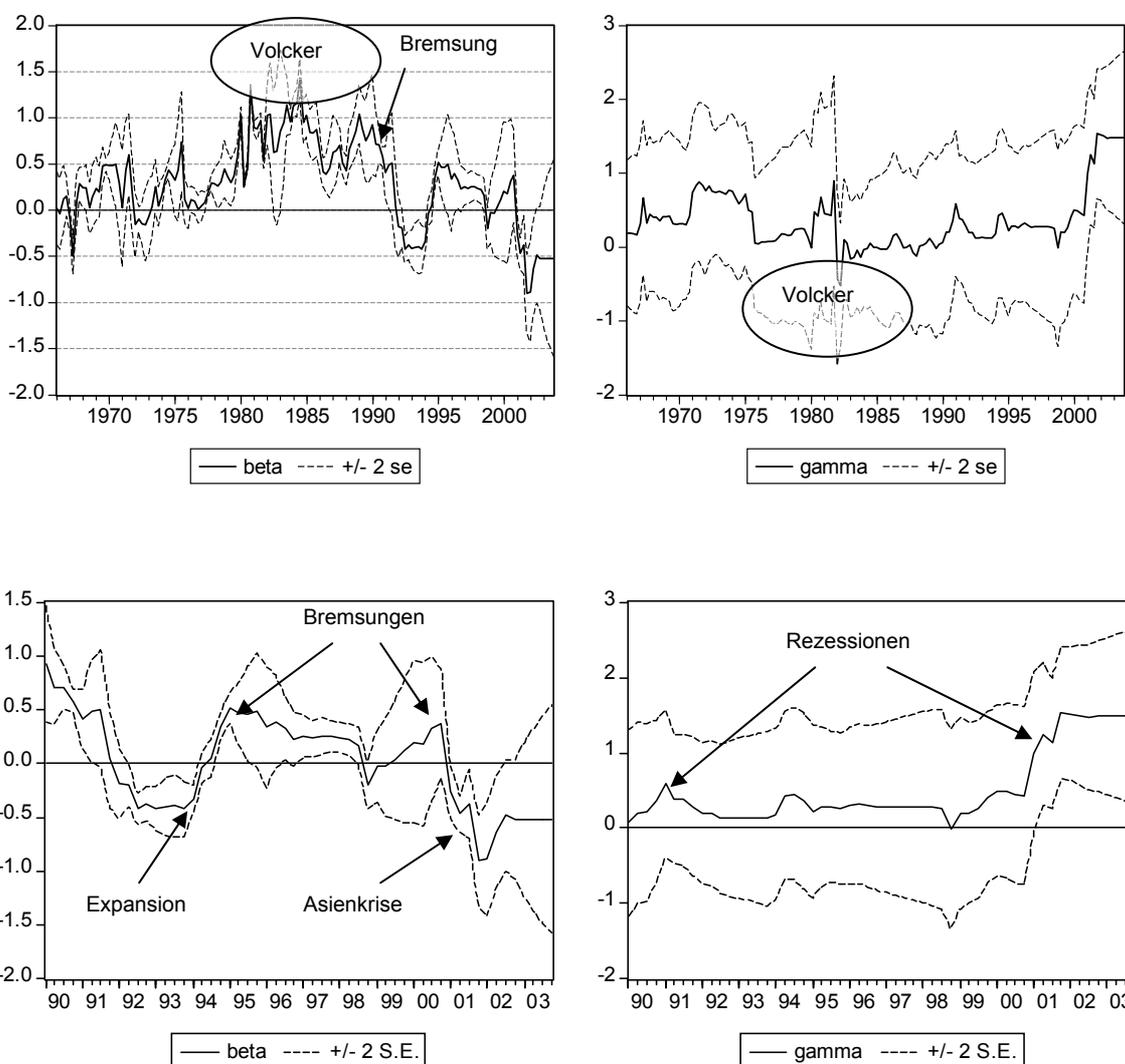
<sup>35</sup> Die Ergebnisse der Schätzung der Inflationserwartung sind im Appendix dargestellt.

<sup>36</sup> Der rho-Koeffizient ist die Summe der AR-Koeffizienten.

Ende der 90er Jahre bremste die Zentralbank wieder. Der Inflationskoeffizient ist über weite Perioden betragsmäßig kleiner als 1, d.h. auf eine Erhöhung der Inflationserwartungen reagierte die Zentralbank nicht mit einer Erhöhung der Realzinsen. Dies ist eine akkomodierende Geldpolitik. Allerdings scheint die Zentralbank gezielt "Disinflationsperioden" eingeleitet zu haben, wenn sie den Eindruck hatte, die Situation würde ihr "aus dem Ruder laufen".

Der Koeffizient bezüglich des Output Gaps ist wenig variabel, steigt aber am Ende deutlich an. Dies reflektiert die starke Zinssenkung in der Rezession 2001.

Abbildung 20: Taylor-Regel: Zeitvariable Koeffizienten mit Konfidenzband



### **2.3.3 Interpretation der ökonometrischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in den USA**

Im Gegensatz zu den meist linearen Schätzungen der Taylor-Regeln zeigen unsere Untersuchungen, dass die Geldpolitik in den USA asymmetrisch und nicht-linear reagierte. Relative lange Phasen "ruhiger" Geldpolitik und Akkomodation wechseln ab mit Phasen starker Inflationsbekämpfung. Dies entspricht den Ergebnissen von Romer/Romer (1989), die die Ursachen der US-amerikanischen Rezessionen vor allem in den Bremsmanövern der Geldpolitik sehen.

Es zeigt sich, dass die Zentralbank in unterschiedlichen Phasen sehr unterschiedliches Gewicht auf verschiedene Aspekte – Inflationserwartungen, Konjunktur etc. – legt. Dies deutet auf eine pragmatische und diskretionäre Politik hin.

In den 90er Jahren hat die Fed immer wieder zwischen sehr stark expansiven und leicht restriktiven Phasen gewechselt. So hat sie zu Beginn der 90er Jahre deutlich auf Expansion geschaltet, der Koeffizient bezüglich der Inflation war zeitweilig negativ, d.h. trotz steigender Inflation senkte die Fed noch die Zinsen. Gleichzeitig stieg der Koeffizient bezüglich der Konjunkturgröße. Mitte der 90er Jahre leitete die Zentralbank eine Bremsung ein, der Koeffizient bezüglich der Inflationsrate stieg jedoch nicht über 1, d.h. der Realzins stieg nur unterproportional. In dieser Situation reichte das jedoch aus, ein "soft landing" zu erreichen. Mit sich andeutender Lohninflation ging das Fed dann Ende der 90er Jahre wieder auf Bremskurs, um gleich darauf den geldpolitischen Kurs dramatisch zu lockern. Seit 2001 ist der Koeffizient bezüglich der Inflation ist negativ und derjenige bezüglich der Konjunkturlage stieg deutlich an. Die Fed scheint also bereit, in der Krise jeglich Inflationsbedenken zu ignorieren.

### **2.4 Ökonometrische Beurteilung der außenwirtschaftlichen Spielräume in den USA**

In der vorliegenden Arbeit wird die Außenwirtschaft als "Spielraum" für die übrigen Politikbereiche aufgefasst, nicht als eigenständiger Indikator. Mit einer ökonometrischen Schätzung wurde jedoch untersucht, inwieweit die Geldpolitik von der außenwirtschaftlichen Seite restringiert wird. Dazu wurde die im Rahmen der

geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor Regel um einen nominalen effektiven Wechselkurs erweitert.<sup>37</sup> Es wurde konkret folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>38</sup>

$$i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \delta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die Notation entspricht der Darstellung im Methodik- bzw. geldpolitischen Teil. Die entscheidende "Neuerung" liegt darin, dass mit  $\sigma_t$  jetzt ein nominaler effektiver Wechselkurs aufgenommen wurde.

Mit verschiedenen Methoden und Zeiträumen wurde experimentiert. Das Ergebnis legt kurzgefasst nahe, dass für die USA der Wechselkurs so gut wie keine Rolle für die Geldpolitik spielt. Dies sei beispielhaft an einer rekursiven vorwärtsgerichteten Schätzung erläutert:<sup>39</sup>

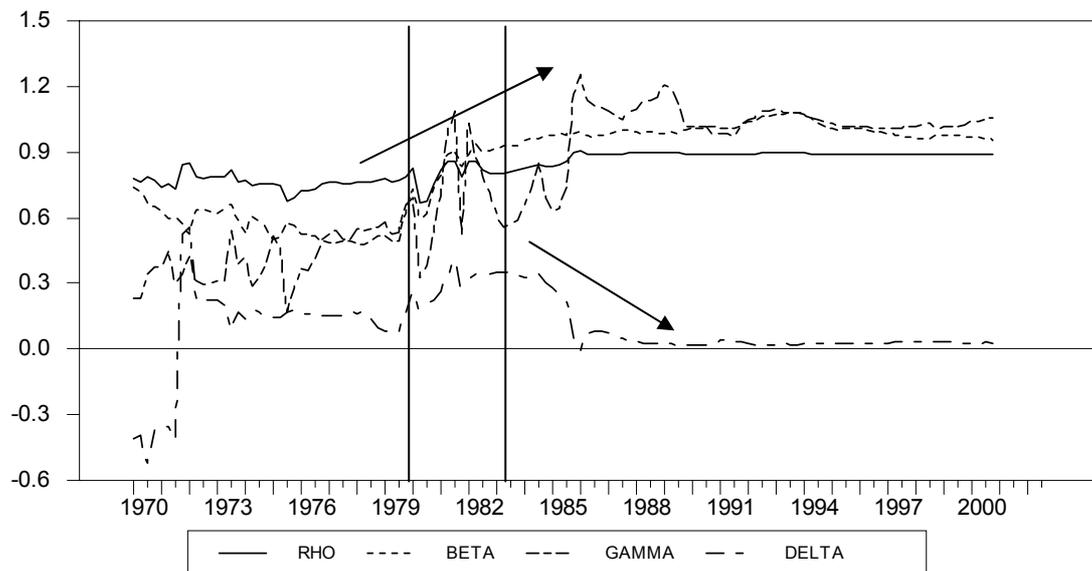
---

<sup>37</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

<sup>38</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell

mit  $\varepsilon_t = (1-\rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder mit der Methode GMM begonnen und es werden Instrumente benutzt.

<sup>39</sup> Andere Strukturbruchtests kommen zu ähnlichem Ergebnis. Rekursiv vorwärts geschätzt bedeutet, dass – beginnend mit dem ersten Punkt des untersuchten Zeitraums – schrittweise immer ein Datenpunkt hinzugefügt wird und die Gleichung über den gesamten Zeitraum neu geschätzt wird.

**Abbildung 21: Koeffizienten der Taylor-Regel mit Wechselkurs (rekursive Schätzung)**

Während in den 70er Jahren und zu Beginn der 80er Jahre der Wechselkurs einen – wenn auch geringen – Einfluss auf die Geldpolitik hatte, sieht man danach sehr gut, wie die Koeffizienten bezüglich Inflation und Konjunktur ( $\beta$ ,  $\gamma$ ) steigen, der Wechselkurskoeffizient ( $\delta$ ) hingegen auf Null geht. Damit ist davon auszugehen, dass die Geldpolitik der USA nicht von der Außenwirtschaft restringiert ist.

### 3 Das Regime in der Bundesrepublik Deutschland

#### 3.1 Ökonometrische Beurteilung der lohnpolitischen Ausrichtung in Deutschland

##### 3.1.1 Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate

Wie schon ausgeführt, sollte sich eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik gesamtwirtschaftlich an der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung und auch an einer Ziel- oder Trendinflationsrate und nicht an der aktuellen Inflationsrate orientieren. Weder die mittelfristige Produktivitätsentwicklung noch die Ziel- und Trendinflationsraten sind bekannt. Deshalb wurden näherungsweise die Zielinflationsrate als rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt (2 Jahre)

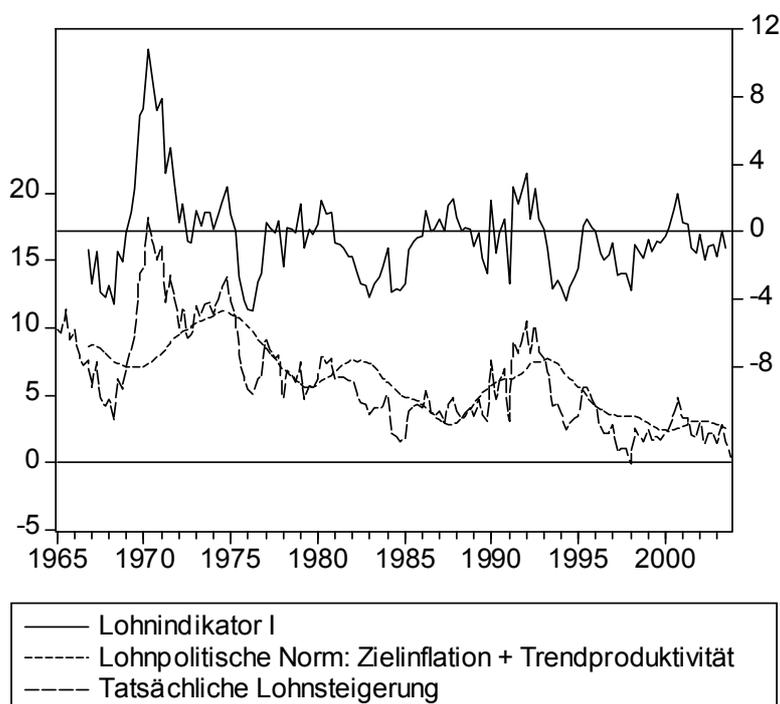
berechnet, die Trendproduktivität wurde über einen Hodrick-Prescott-Filter approximiert.

Wir bezeichnen den sich ergebenden Indikator als lohnpolitischen Indikator I. Er ergibt sich als

$$\dot{W} - \dot{P}^{\text{geglättet}} - \dot{\lambda}^{\text{geglättet}}$$

mit  $\dot{W}, \dot{P}, \dot{\lambda}$  als Veränderungsrate der Löhne, Preise, Produktivität.

**Abbildung 22: Lohnpolitischer Indikator I für Deutschland**



Der so berechnete Lohnindikator zeigt ein "Überschiessen" der Löhne über die Norm zu Beginn der 90er Jahre. Seitdem herrscht weitgehend "Lohnzurückhaltung", die Löhne bleiben über lange Zeit hinter der Summe aus trendmäßiger Produktivität und Inflationsrate zurück.

### 3.1.2 Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks

Die reine Trendbereinigung als Maß für einen lohnpolitischen Indikator ist unbefriedigend, wenn man die Auswirkungen der Löhne auf die Preise untersuchen möchte: Eine Situation, in der die Inflation vor allem und sehr stark vom Lohnwachstum getrieben wird, zeigt ebenso eine Zielverfehlung wie eine Situation, in

der ein negativer Einfluss der Lohnentwicklung auf die Inflation ausgeht. Ein strukturelles Modell ist hier sehr viel besser geeignet, um den Einfluss von lohnbestimmten und nicht-lohnbestimmten Komponenten auf die Inflation zu messen. Das Ziel der Analyse über ein Lohn-Preis-System ist es, diejenige Lohn- und Inflationsentwicklung zu bestimmen, die mit einem bestimmten theoretischen Modell vereinbar ist. Dabei wird eine bestimmte Struktur des Lohnfindungsprozesses angenommen mit langfristig geltenden – d.h. über einen Zeitraum von mehreren Jahrzehnten geschätzten – Koeffizienten für die strukturellen Modellgleichungen. In diesem System gibt es darüber hinaus zeitvariable Lohn- und Preisschocks, die – zum Teil recht persistente – Abweichungen von den strukturellen Koeffizienten aufweisen. Wir bezeichnen diese Abweichungen im Folgenden als Lohn- und Inflationsschocks, da sie *Abweichungen* von den strukturell geschätzten Koeffizienten implizieren.

Die Modellierung erfolgte über ein Zustandsraummodell.<sup>40</sup> Dabei gibt es eine Beobachtungsgleichung, in die einerseits feste Koeffizienten, andererseits Zustandsvariablen (hier  $z$ ) eingehen, die im Zeitablauf einem bestimmten Prozess folgen (hier ein "random walk"). Es wurden folgendes Lohn-Preis-System geschätzt:

1. Lohngleichung:

$$\text{Beobachtungsgleichung: } \dot{W} = c_w + \alpha\lambda^w + \beta\dot{P}^e + \gamma(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^\lambda)$$

$$\text{Zustandsgleichung: } z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$2. \text{ Preisgleichung} \quad \dot{P} = c_p + \delta\dot{W} - \phi\lambda^f + z_t^2 + \varepsilon_p$$

3. Lohn-Preis-System:

$$\text{Beobachtungsgleichung: } \dot{P} - \beta\dot{P}^e - z_t^1 = c_w + c_p + \alpha\lambda^w - \lambda^f + \gamma(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is} \\ \varepsilon_{is} \sim N(0, e^\rho)$$

$$\text{Zustandsgleichung: } z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^\sigma)$$

<sup>40</sup> Zur genauen Spezifikation des hier verwendeten Lohn-Preis-Modells und dessen Schätzung über ein Zustandsraummodell siehe Methodenteil.

Die Lohngleichung ist eine Phillips-Kurve, die Preisgleichung ergibt sich aus einer Mark-up-Preissetzung. Zunächst wurde die Lohngleichung mit dem Lohnschock  $z_t^1$  geschätzt, danach folgte die Schätzung des reduzierten Lohn-Preis-Systems mit  $z_t^2$ , wobei  $z_t^1$  als Lohnschock aus der ersten Schätzung einfluss.<sup>41</sup>

Um bei der Schätzung der Lohngleichung eine signifikante Schätzung der Koeffizienten zu ermöglichen und ein plausibles Varianzverhältnis zwischen Beobachtungs- und Zustandsgleichung zu erhalten, wurde das Varianzverhältnis zwischen Zustands- und Beobachtungsgleichung mit  $e^\phi : e^\lambda = 0,7 : 0,1 = 7$  exogen gesetzt, wobei sich die Varianz der Zustandsgleichung dabei an der (nicht signifikant) geschätzten Varianz orientiert.

Die geschätzten Ergebnisse für die Lohngleichung lauten wie folgt (Standardfehler in Klammern):

$$\dot{W} = -0,37 + 1,55\lambda^w + 0,49\dot{P}^e - 0,74(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0,0.1)$$

(0,28)                      (0,17)                      (0,33)

$$z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0,0.7)$$

Die Schätzung des Lohn-Preis-Systems mit exogenen Lohnschocks und unter Beibehaltung der Koeffizienten aus der Lohngleichung ( $\alpha, \beta, \gamma$ ) lieferte unter Setzung der Varianz der Beobachtungsgleichung  $e^\rho = 0,5$  folgendes Ergebnis:

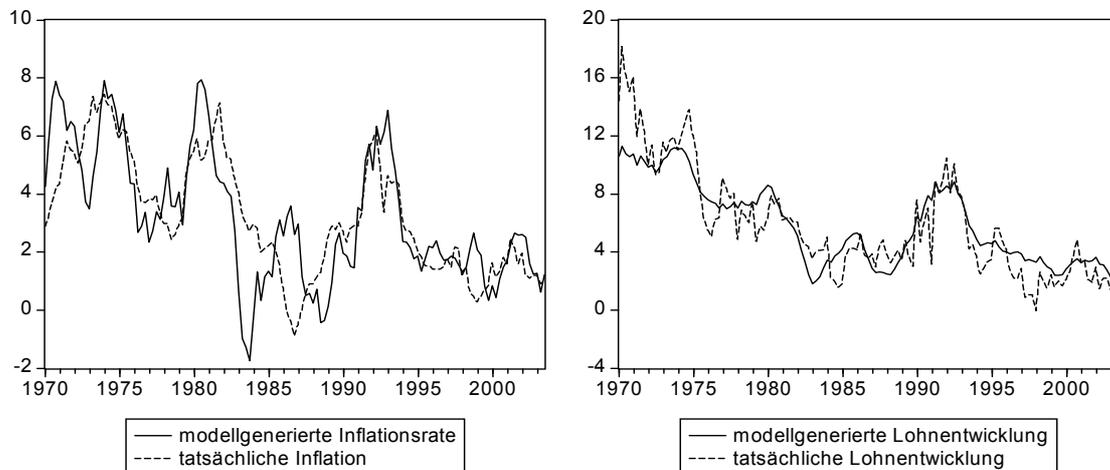
$$\dot{P} - 0,49\dot{P}^e - z_t^1 = -0,35 + 0,13 + 1,55\lambda^w - \lambda^f + -0,74(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is} \quad \varepsilon_{is} \sim N(0,0.5)$$

$$z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^{0,61(0,14)})$$

Wie die Abbildung zeigt, prognostiziert das Modell die Inflations- und Lohnentwicklung in Deutschland recht gut.

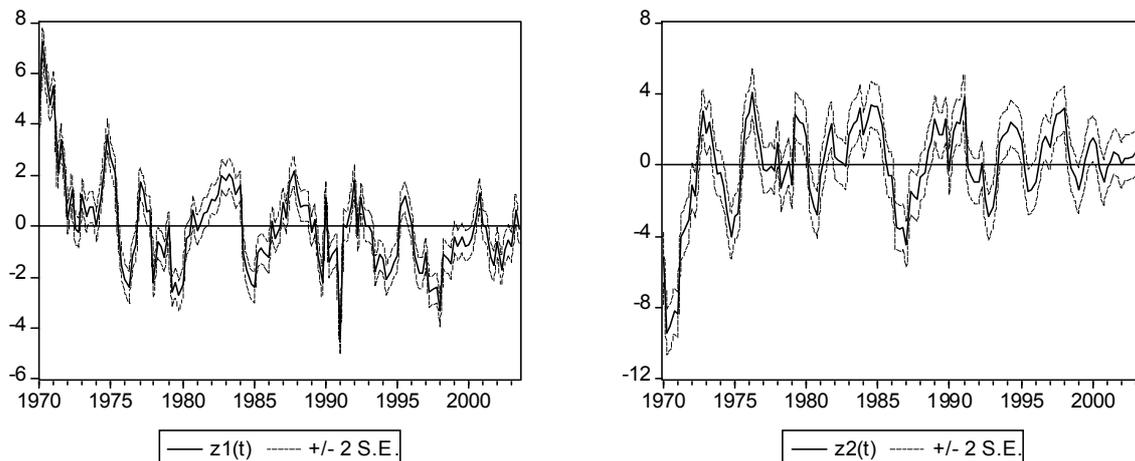
<sup>41</sup> Für die Schätzung wurden folgende Daten verwendet: Die nominalen Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitsstunde ( $W$ ) aus der ehemaligen Bundesrepublik und dem heutigen Bundesgebiet wurden um 1991 verkettet und nach dem Berliner Verfahren saisonbereinigt. Als Preisindex ( $\dot{P}$ ) wurde der Konsumentenpreisindex verwendet. Für die erwartete Inflation ( $\dot{P}^e$ ) wird als Näherung ein Durchschnitt der Inflation über zwei Jahre angenommen. Die Arbeitslosenrate wurde bis 1979 aus dem Quotienten aus Arbeitslosen und Erwerbstätigen plus Arbeitslosen (Inlandskonzept) errechnet, ab 1980 lagen Daten aus der VGR vor. Die Arbeitslosenlücke ( $U - U^*$ ) wurde per Band-Pass-Filter aus der Arbeitslosenrate ermittelt. Als Produktivität wurden die saisonbereinigten verketteten Zeitreihen der Stundenproduktivität in Westdeutschland bis 1990 und für Gesamtdeutschland ab 1991 verwendet. Die Produktivität der Arbeitnehmer ( $\lambda^w$ ) wurde durch einen gleitenden Durchschnitt der Produktivität über drei Jahre approximiert; es wird unterstellt, dass die Unternehmer die tatsächliche Produktivität kennen.

**Abbildung 23: Lohn-Preis-Modell für Deutschland: Modellendogene Schätzungen für Löhne und Inflation**



Interessant sind aber für unsere Zwecke vor allem die Verläufe der beiden Prozesse  $z_t^1$  und  $z_t^2$ , d.h. für die beiden "Gleichgewichtsabweichungen" von den langfristigen strukturellen Gleichungen oder "Shocks". Sie sind in der unteren Abbildung dargestellt.

**Abbildung 24: Lohn-Preis-Modell für Deutschland: Schätzungen für  $z_t^1$  und  $z_t^2$**



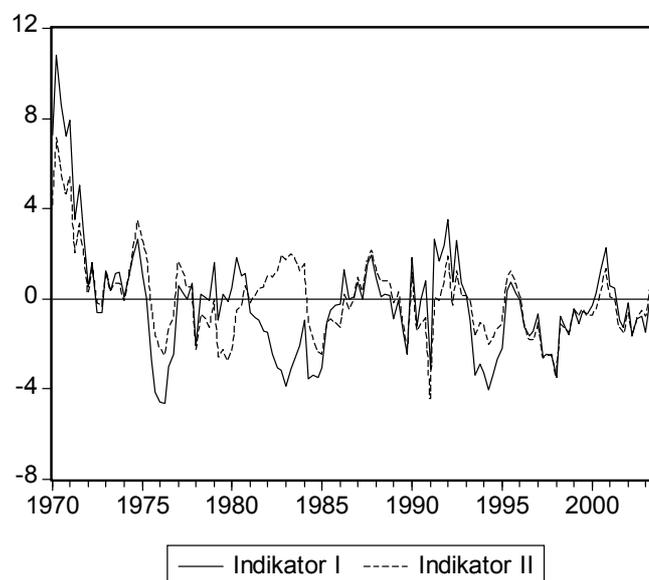
Ebenso wie im Fall des Lohnindicators 1 zeigt die Untersuchung die Lohnzurückhaltung der 90er Jahre gut. Die gemeinsame Betrachtung mit den Inflationsschocks zeigt, dass die Lohnzurückhaltung in den Jahren 1994 und 1995 ebenso wie zwischen 1996 – 2000 mit positiven Inflationsschocks einhergehen. Darin können sich gestiegene Vorleistungskosten ebenso spiegeln wie eine

verbesserte Gewinnsituation. Diese Inflationsschocks nehmen jedoch im Zeitablauf ab. Darin zeigt sich wie angesichts anhaltender Wachstumsschwäche zunehmender Wettbewerbsdruck die Gewinnmargen drückt.

### 3.1.3 Diskussion der Ergebnisse

Der Vergleich der beiden Methoden zeigt, dass beide Methoden im Kern ähnliche Ergebnisse liefern. In Abbildung 10 ist die Abweichung der tatsächlichen Lohnzunahme von der Trendproduktivität und Zielinflationsrate (Indikator I) und  $z_t^1$  aus der Lohn-Preis-Schätzung (Indikator II) dargestellt.

Abbildung 25: Vergleich der Lohnindikatoren für Deutschland



Der Vergleich beider Indikatoren zeigt ein sehr ähnliches Ergebnis für die Beurteilung funktionaler Lohnpolitik in Deutschland. Während es für die frühen 80er Jahre einige Differenzen in der Bewertung gibt, kommen die Methoden für die späten 80er Jahre und 90er Jahre zu einem ähnlichen Ergebnis. Während die Löhne in den frühen 90er Jahren deutlich stärker stiegen als beide Indikatoren anzeigen, dominiert seitdem Lohnzurückhaltung.

### 3.2 Ökonometrische Beurteilung der fiskalpolitischen Ausrichtung in Deutschland

Unser Begriff einer funktionalen Fiskalpolitik orientiert sich an der zyklischen Orientierung – Fiskalpolitik soll im Allgemeinen antizyklisch wirken und Schwankungen nicht verstärken.<sup>42</sup> Um eine Beurteilung der deutschen Fiskalpolitik vornehmen zu können, wurde in einem ersten Schritt die antizyklische Orientierung – und Abweichungen davon – über eine Analyse der zeitgleichen Korrelation ermittelt. Ist der Betrag der Korrelation hoch, gibt es einen starken Gleichlauf zwischen den betrachteten fiskalischen Größen und der Wirtschaftsentwicklung. Zur Erinnerung: Positive bzw. negative Vorzeichen kennzeichnen einen entsprechend gleichgerichteten oder entgegengerichteten Effekt. Außerdem ist zu erwarten, dass die Korrelation v. a. über die Einnahmeseite stark ist, wenn der Staat die automatischen Stabilisatoren wirken lässt. Die Einnahmen sollten insgesamt volatiler sein als die Ausgaben.

Für die Beurteilung der konjunkturellen Effekte wurden zunächst trendbereinigte Werte errechnet. Die Produktionslücke wurde hier mit Hilfe eines asymmetrischen Band-Pass-Filters bis 2003 bestimmt.<sup>43</sup> Die staatlichen Einnahmen und Ausgaben wurden mit dem Hodrick-Prescott-Filter geglättet. Im ersten Quartal 1995 wurde auf der staatlichen Ausgabenseite die Übernahme staatlicher Altschulden der DDR (Treuhandanstalt, Wohnungswirtschaft) verbucht; dieser Posten wurde bei der Analyse der staatlichen Ausgabenpolitik nicht berücksichtigt, der zugehörige fiktive Wert ohne die Schuldenübernahme wurde durch Interpolation approximiert.

Zur Beurteilung der fiskalpolitischen Impulse (restriktiv/negativ) Deutschlands wurde ein Nachfrageimpuls definiert, der sich aus den trendbereinigten Ausgaben und Einnahmen des Staates zusammensetzt (jeweils in Prozent des Bruttoinlandsprodukts):

D.h.

$$\text{NACHFRAGEIMPULS} = (G_{\text{zyklisch}} - NT_{\text{zyklisch}}) / Y_{\text{nominal}} * 100$$

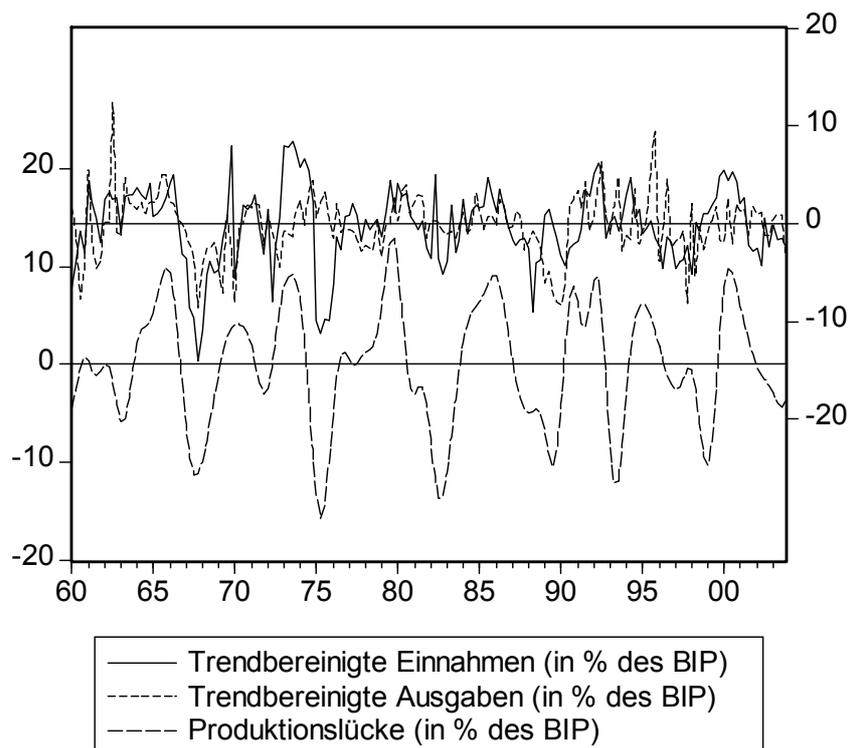
<sup>42</sup> Von den Wirkungen staatlicher Ausgaben, Steuern oder Defizite auf das langfristige Wachstum wird abgesehen. Siehe die Ausführungen im vorderen Teil dieser Arbeit.

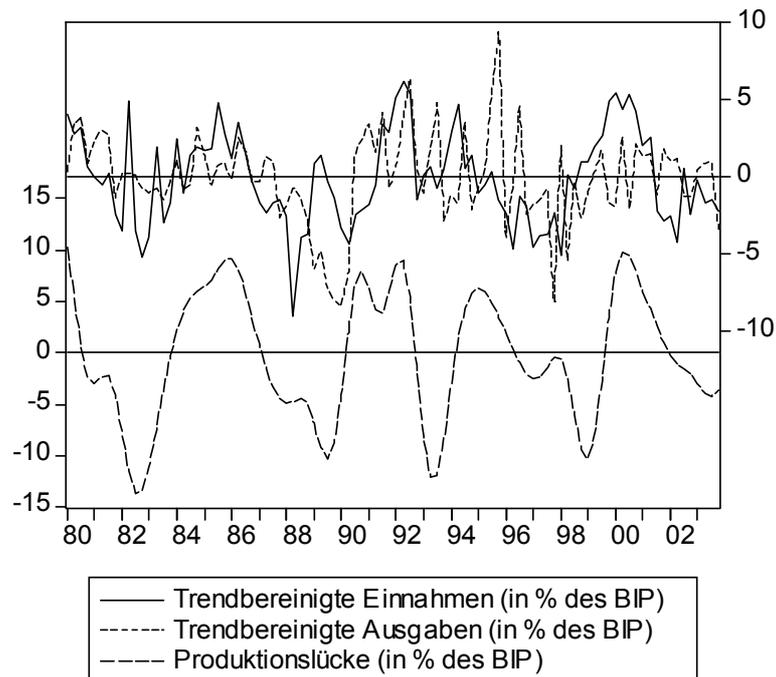
<sup>43</sup> Vgl. Christiano/Fitzgerald (2003) und die Ausführungen im Methodenteil. Letztlich ist die Wahl der Filter immer beliebig. Hier wurde der Band-Pass-Filter benutzt, da er plausiblere Ergebnisse liefert.

mit G für Ausgaben und NT für Einnahmen.

Ausgaben und Einnahmen und die konjunkturelle Entwicklung sind in der Abbildung dargestellt.

**Abbildung 26: Fiskalische Einnahmen, Ausgaben und Konjunktur 1960 - 2003**

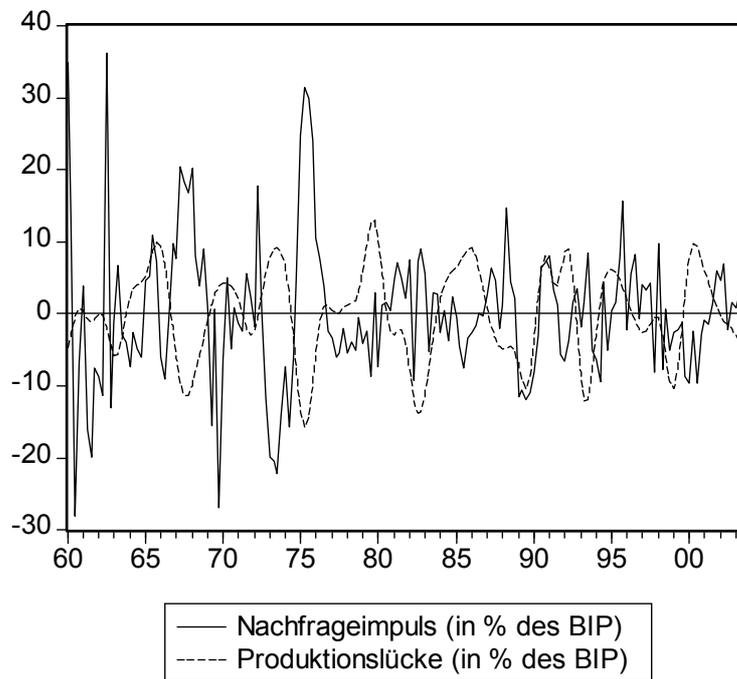


**Abbildung 27: Fiskalische Einnahmen, Ausgaben und Konjunktur 1980 - 2003**

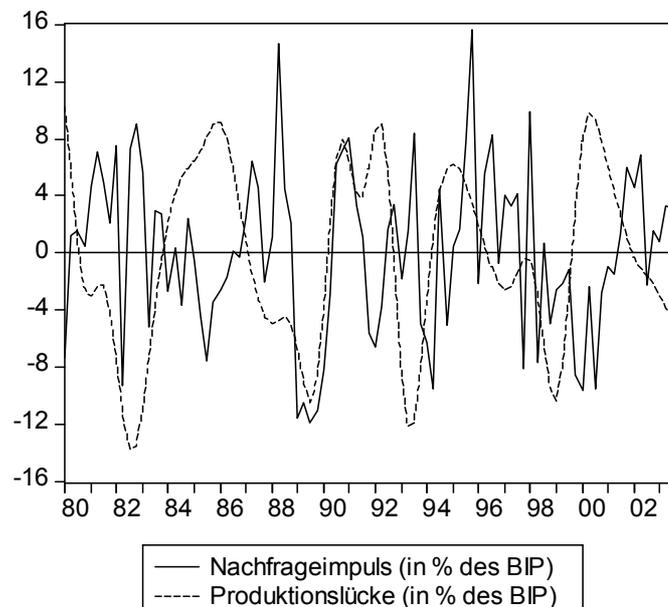
Bei der Analyse der deutschen Finanzpolitik fällt der deutliche Gleichlauf von Einnahmen und Ausgaben auf, d.h. in Phasen zurückgehender Einnahmen werden auch die Ausgaben zurückgefahren und umgekehrt. Dies widerspricht der Vorstellung, dass die Ausgaben insgesamt trendorientiert ausgeweitet werden sollten. Die Volatilität beider Aggregate ist recht ähnlich, was auf insgesamt schwache antizyklische Wirkung der Nachfrageimpulse hindeutet.

In einem nächsten Schritt untersuchten wir den Zusammenhang zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur.

**Abbildung 28: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1960 – 2003**



**Abbildung 29: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1980 – 2003**

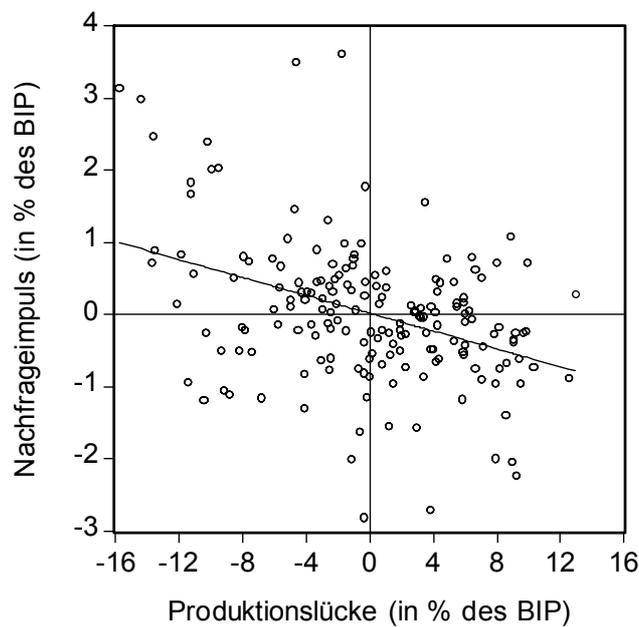


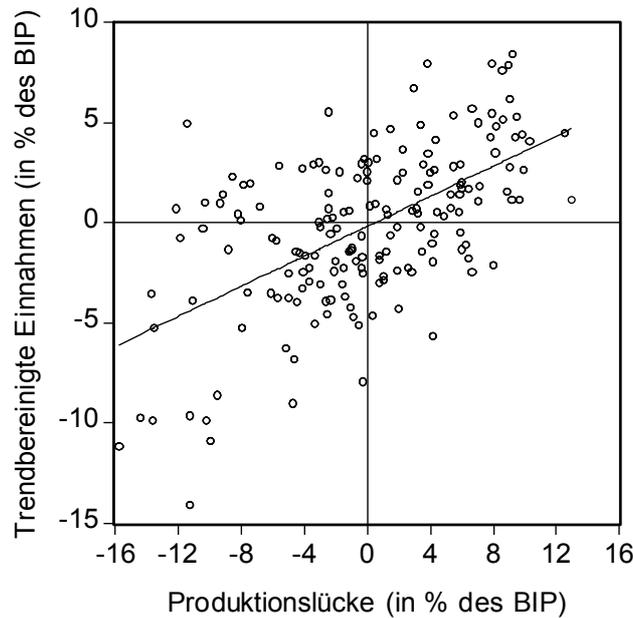
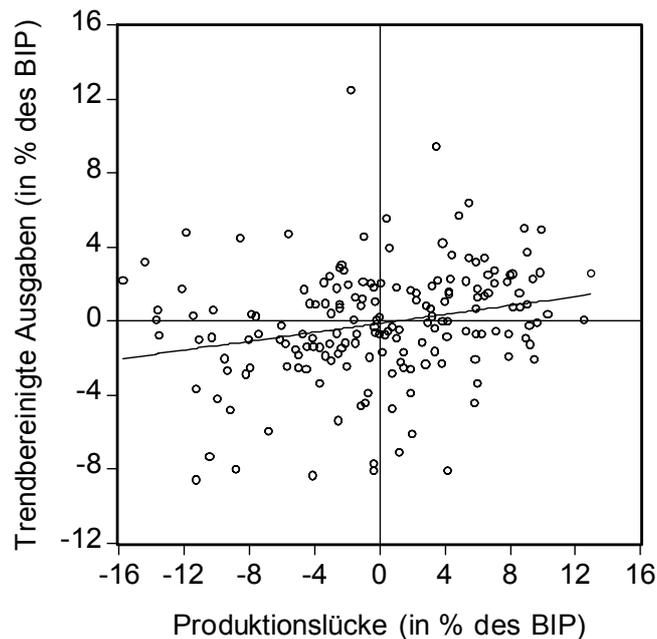
In den Grafiken sind – insbesondere im zweiten Schaubild für die 80er und 90er Jahre – Phasen antizyklisch und prozyklisch wirkender Politik erkennbar. So wirkte die

Finanzpolitik insgesamt im Zeitraum 1988-91 prozyklisch, Nachfrageimpuls und Konjunktur gingen in die gleiche Richtung. Auch seit Mitte der 90er Jahre ist eine prozyklisch wirkende Politik zu erkennen. Dies widerspricht unserer Hypothese einer funktionalen Finanzpolitik.

Um die Stärke der Beziehung zwischen jeweils Einnahmen- und Ausgabenkategorien und Konjunkturmaßen sowie zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur zu untersuchen, wurden Streudiagramme angefertigt.

**Abbildung 30: Streudiagramm: Auslastungsgrad und Nachfrageimpuls**



**Abbildung 31: Zyklische Komponente der Einnahmen und Konjunktur****Abbildung 32: Zyklische Komponente der Ausgaben und Konjunktur**

Die Streudiagramme zeigen, dass die Beziehung zwischen Einnahmen und Konjunktur (positiv) und dem Nachfrageimpuls und Konjunktur (negativ) das richtige Vorzeichen aufweist. Allerdings ist die Stärke des Zusammenhangs bei der zweiten Beziehung recht schwach. Zwischen Ausgaben und Konjunktur besteht – wenn überhaupt – eine leicht negative Beziehung über den gesamten Zeitraum. Der

Zusammenhang ist aber extrem schwach und statistisch nicht abgesichert. Dies deutet darauf hin, dass diese Beziehung im Zeitablauf sehr schwankt und instabil ist.

In einem nächsten Schritt wird deshalb die Stabilität der Beziehungen im Zeitablauf mit Hilfe von rollenden und rekursiv geschätzten Korrelationskoeffizienten untersucht. Die Analyse zeigt, dass die Beziehungen keineswegs stabil sind. Steuerreformen und diskretionäre Ausgabenpolitik haben die Beziehung immer wieder verändert.

Bezüglich des Nachfrageimpulses deuten die Strukturbruchtests auf eine negative Beziehung für die 60er und 70er Jahre hin. Ab Ende der 80er Jahre zeigen sich deutliche Zeichen von prozyklischer Fiskalpolitik, insbesondere um 1990 und 1997 herum. Die Korrelation zwischen trendbereinigten Einnahmen und Konjunktur ist fast durchgehend positiv, wenngleich die Stärke des Zusammenhangs abgenommen hat. Bei den Ausgaben zeigt sich über weite Bereiche eine schwache Prozyklizität. Dies ist solange kein Problem, wie die Schwankungen der Ausgaben geringer sind als die der Einnahmen.

<p><b>Korrelation zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur</b></p>	
<p><b>Korrelation zwischen Einnahmen und Konjunktur</b></p>	
<p><b>Korrelation zwischen Ausgaben und Auslastungsgrad</b></p>	
<p><b>Erläuterung:</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>— — — Korrelationskoeffizient rekursiv vorwärts</li> <li>· · · · · Korrelationskoeffizient mit rollendem Fenster</li> <li>———— Korrelationskoeffizient rekursiv rückwärts</li> </ul>	

Alles in allem zeigen unsere Ergebnisse, dass die Fiskalpolitik in Deutschland:

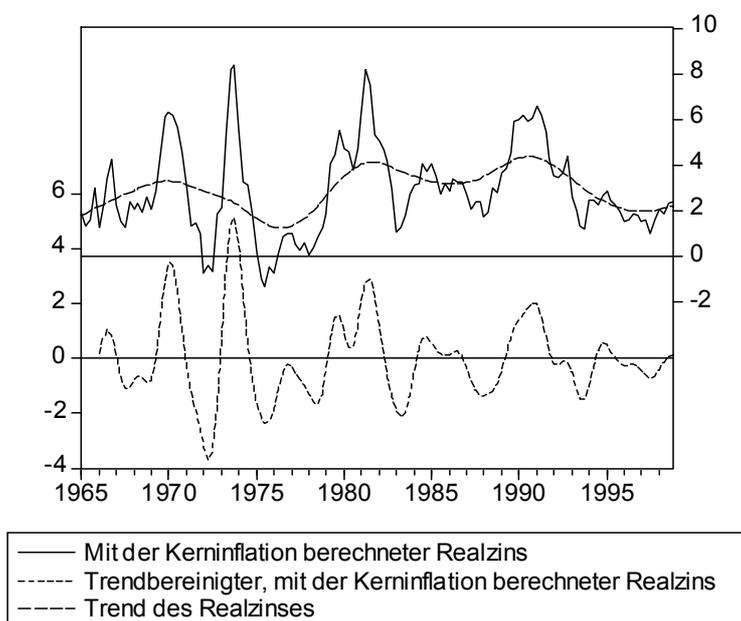
6. Im Gegensatz zu den USA seit Ende der 80er Jahre teilweise prozyklisch ist. Dies zeigt sich am streckenweise positiven Zusammenhang zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur.
7. Die Wirkung der Finanzpolitik über die Einnahmeseite antizyklisch ist. Dies zeigt sich an dem hohen negativen Korrelationskoeffizienten zwischen Einnahmen und Konjunktur.
8. Mitte der 90er Jahren die antizyklische Wirkung z.T. abgeschwächt war. Dies zeigen die verschiedenen rekursiven und rollenden Korrelationskoeffizienten.

### **3.3 Ökonometrische Beurteilung der geldpolitischen Ausrichtung in Deutschland**

#### **3.3.1 Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"**

Der kurzfristige Zins ist das Instrument der Geldpolitik. In dem Maße, wie die Preise kurzfristig rigide sind, kann die Zentralbank mit ihm den Realzins beeinflussen. Oftmals wird der kurzfristige Realzins im Verhältnis zu seinem Durchschnitt als Maß für den Restriktionsgrad der Geldpolitik benutzt. Allerdings kann sich auch die Höhe seines Durchschnitts historisch verschieben. Deshalb wurde hier ein Realzins als Differenz aus Nominalzins und Kerninflationsrate berechnet und danach trendbereinigt. Als kurzfristiger Nominalzins wurde dabei der 3-Monats-Fibor verwendet.

**Abbildung 33: Mit der Kerninflationsrate berechneter Realzins in Deutschland (bereinigt mit BP-Filter)**



An der Abweichung zwischen einem so berechneten Referenzzinssatz zeigen sich mehrere Phasen geldpolitischer Restriktion, in denen die konjunkturelle Komponente des Realzinses positiv ist. Insbesondere fällt die deutliche Restriktion zu Beginn der 80er Jahre und zu Beginn der 90er Jahre auf.

### 3.3.2 Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel"

#### 3.3.2.1 GMM-Schätzung der Koeffizienten und Strukturbruchtests

Die Schätzung der Koeffizienten der Taylor-Regel erfolgt wie im Methodenteil beschrieben. Die zu schätzende Gleichung lautet (nach den oben beschriebenen Umformungen):

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t]\} + u_t.$$

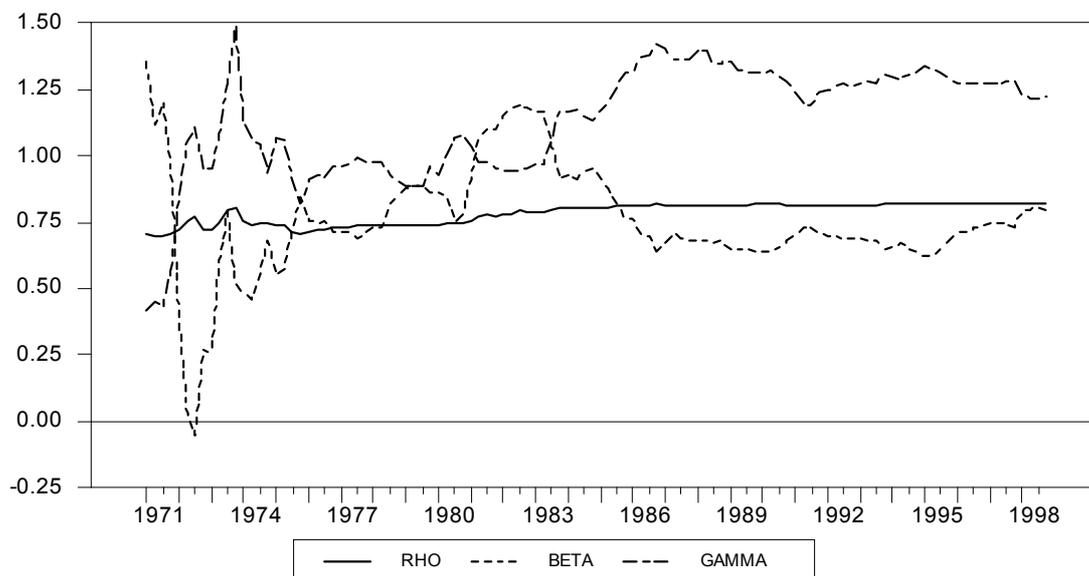
Die Zinsen werden somit in Abhängigkeit von der erwarteten Inflationsrate und der Konjunkturlage gesetzt. Aufgrund der Abhängigkeit des Fehlerterms von den Regressoren im obigen Modell wurde die Gleichung mit Hilfe der verallgemeinerten Momentenmethode (GMM) – also mit Instrumentenvariablen – geschätzt.<sup>44</sup>

<sup>44</sup> Vgl. den entsprechenden Abschnitt im methodischen Teil für detaillierte Erläuterungen.

Instrumentenvariablen bedeutet hier, dass man miteinander hoch korrelierte Variable durch als exogen angenommene erklärende Variable ersetzt, um das Endogenitätsproblem zu lösen. Hier wurden zurückliegende Werte von Inflation, Produktionslücke und Zins benutzt.<sup>45</sup>

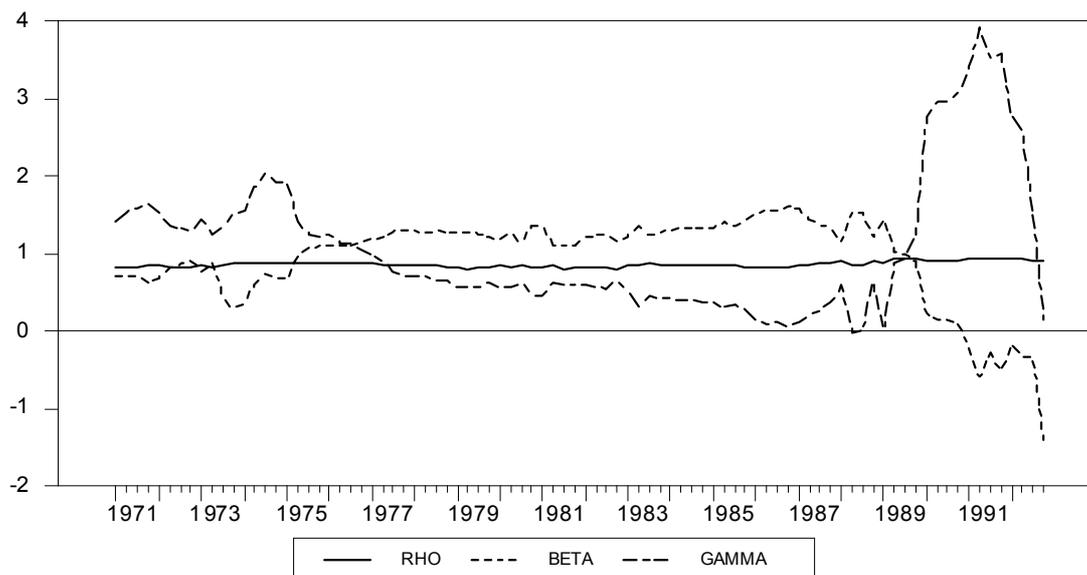
Anschließend wurden auf drei Arten die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke) und  $\rho$  (Anpassungsgeschwindigkeit) der Taylor-Gleichung mit GMM geschätzt: Zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.<sup>46</sup>

**Abbildung 34: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (rekursiv, vorwärts)**



Man erkennt, dass der Koeffizient der Inflationsrate  $\beta$  ab Beginn der 80er Jahre deutlich höher liegt als an den 70er Jahren, während der Koeffizient vor der Produktionslücke  $\gamma$  zu Beginn der 80er Jahre einen Niveauabfall erfährt. Die Anpassungsgeschwindigkeit  $\rho$  bleibt über die Zeit relativ konstant.

<sup>45</sup> Für das Bruttoinlandsprodukt wurden die gefilterten und verbundenen Zeitreihen des realen BIP in West- und Gesamtdeutschland verwendet, die Inflation wurde als Veränderung des Konsumentenpreisindex gegenüber dem Vorjahr berechnet. Als kurzfristiger Zins wurde der 3-Monats-Fibor verwendet. Die Outputlücke wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters (Baxter/King 1995) berechnet.

**Abbildung 35: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (rekursiv, rückwärts)**

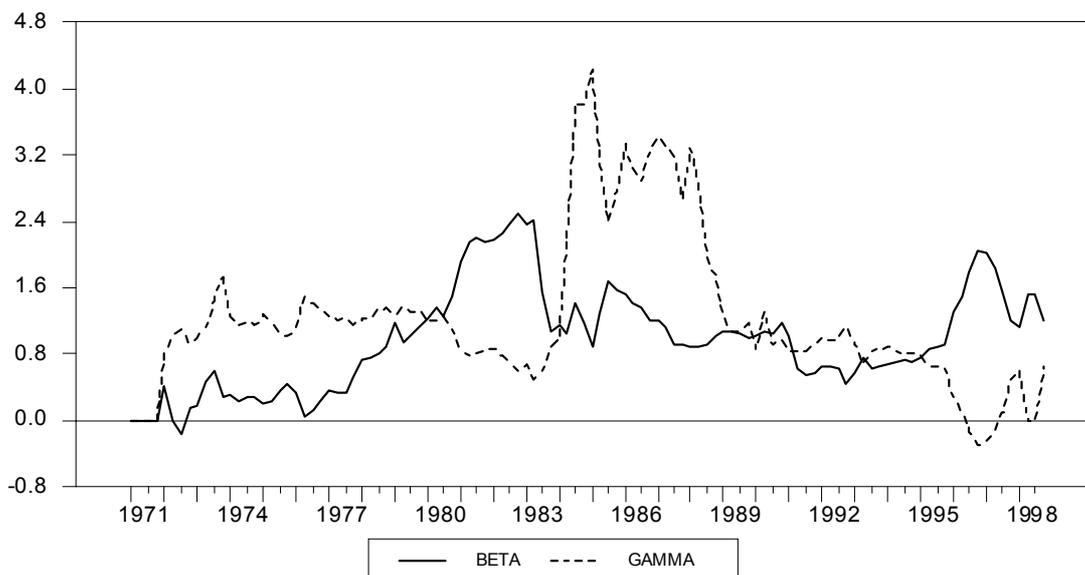
Auch bei der rückwärts gerichteten Schätzung zeigt sich ein negativ korreliertes Verhalten von  $\beta$  und  $\gamma$  in einer ähnlichen Weise wie bei der vorwärts gerichteten Schätzung; allerdings liegt der Strukturbruch hier bereits ca. 1977.

Die unterschiedlichen Zeitpunkte der Strukturbrüche beider Schätzungen lassen sich allerdings wahrscheinlich mit den Besonderheiten der Schätzmethoden erklären: Bei der vorwärtsgerichteten (rückwärtsgerichteten) Schätzung wirken die vor (nach) einem Strukturbruch liegenden Beobachtungen glättend auf die Koeffizienten. Ein Strukturbruch wird also innerhalb des Intervalls der beiden beobachteten Brüche liegen.

Es wurde zudem mit einem rollenden 10-Jahresfenster geschätzt. Die  $\rho$ -Koeffizienten wurden aus der Darstellung herausgelassen, da sich das Glättungsverhalten kaum geändert haben scheint.

<sup>46</sup> Zu den rekursiven und rollenden Verfahren siehe die Schätzungen der fiskalpolitischen Korrelationskoeffizienten im Methodikteil.

**Abbildung 36: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (rollendes 10-Jahres Fenster)**



Die Schätzung mit rollendem Zeitfenster zeigt, dass der Koeffizient  $\gamma$  vor 1980 im Mittel konstant höher liegt als danach, wobei er dennoch in der Zeit von 1984 bis 1988 extremen Niveausprung nach oben erfährt.  $\beta$  steigt von einem niedrigen Niveau bis 1983 an und pendelt sich dann auf einem insgesamt höheren Niveau ein. Entsprechend dieser Ergebnisse wurden nun zwei Stabilitätstests für die einzelnen Zeiträume 1960:1 bis 1979:4 sowie 1983:1 bis 1998:4 gemacht, die zeigten, dass die Schätzungen innerhalb dieser beiden Zeiträume stabil zu sein scheinen.<sup>47</sup>

Insgesamt kann man also auf einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit von 1980 bis 1982 schließen, weswegen nun zwei weitere GMM-Schätzungen für die konstanten Koeffizienten in beiden Subsamples vorgenommen wurden.

Die Schätzergebnisse (Standardfehler in Klammern) sind wie folgt.<sup>48</sup>

Zeitraum	Ergebnisse
1960:1 bis 1979:2	$i_t = (1 - 0,74) \left[ \underset{(1,69)}{2,4} + \underset{(0,42)}{0,88} \pi_{t+k} + \underset{(0,45)}{0,89} x_t \right] + \underset{(0,12)}{0,95} i_{t-1} - \underset{(0,11)}{0,21} i_{t-2} + \varepsilon_t$
1983:1 bis 1998:4	$i_t = (1 - 0,80) \left[ \underset{(0,69)}{2,83} + \underset{(0,29)}{1,29} \pi_{t+k} + \underset{(0,42)}{0,69} x_t \right] + \underset{(0,06)}{0,80} i_{t-1} + \varepsilon_t$

<sup>47</sup> s. Appendix

<sup>48</sup> Der rho-Koeffizient ist die Summe der AR-Koeffizienten.

Bei der Schätzung des zweiten Zeitraumes wurde die zweite Verzögerung des Zinssatzes ( $\rho(2)$ ) weggelassen, da die Autokorrelation der Residuen genau das nahelegte.

Insgesamt ergeben sich in der ersten Periode Koeffizienten bezüglich der Reaktion auf Inflation ( $\beta$ ) und bezüglich der Reaktion auf die Produktionslücke ( $\gamma$ ) von ca. 0.9. Danach ist der Koeffizient bezüglich der Inflation mit 1,3 betragsmäßig größer als 1 (Taylors Prinzip), der Koeffizient bezüglich der Produktionslücke sinkt auf 0.7.

Das deutet darauf hin, dass die Politik der Bundesbank insgesamt "härter" bezüglich ihrer Abneigung gegenüber Inflation geworden ist. Der Koeffizient mit einem Betrag größer als 1 deutet darauf hin, dass das Taylor-Prinzip gilt, wonach eine Erhöhung der Inflationsrate um einen Prozentpunkt eine Erhöhung des kurzfristigen Nominalzinses um mehr als diesen Prozentpunkt nach sich zieht, ergo der kurzfristige Realzins steigt. Das Absinken des Konjunkturkoeffizienten mag darauf hindeuten, dass die Konjunkturstabilisierung in den Hintergrund trat.

### 3.3.2.2 Zeitvariable Schätzung durch ein State Space Model

Die Schätzungen mit der GMM-Methode ließen erkennen, dass die Koeffizienten der Taylor-Regel im Zeitablauf recht instabil sein könnten. Deshalb wurde als zusätzliche Methode eine Taylor-Regel als Zustandsraummodell oder Modell mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt.<sup>49</sup> Damit soll die Veränderung der Inflations- und Konjunkturreagibilität der Zentralbank gemessen werden und als Anhaltspunkt für die Phaseneinteilung der Geldpolitik dienen. Auch dieses Modell sollte – wie auch bei der vorhergehenden GMM-Schätzung – mit vorwärtsgerichteten Erwartungen geschätzt werden. Das Modell hat folgende Form:

Beobachtungsgleichung:  $i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$

$$\varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$$

$$1. \text{ Zustandsgleichung: } \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$2. \text{ Zustandsgleichung: } \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^\eta)$$

<sup>49</sup> Die Koeffizienten bezüglich der Inflation und Konjunktur können gewisse Zustände annehmen. Die Zustände sind per Annahme recht persistent (Modellierung als "random walk") aber ändern sich im Zeitablauf. Vgl. die detaillierten Ausführungen im Methodik-Teil.

Die unbekanntenen Inflationserwartungen wurden über ein VAR-Modell jeweils für 4 Quartale im Voraus "out of sample" geschätzt, wobei angenommen wird, dass die erwartete Inflation von ihren eigenen Verzögerungen, dem Wachstum des BIP, dem kurzfristigen Marktzinssatz sowie einem Indikator für eine allgemeine Preisveränderung (z. B. dem Ölpreis) abhängt. Das VAR-Modell wurde in Anlehnung an oben gefundenen Strukturbruch für den Zeitraum von 1960 bis 1979 und 1980 bis 1998 spezifiziert.<sup>50</sup>

Die Produktionslücke wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters bestimmt. Nachdem die zweite Zustandsvariable  $\gamma_t$  aufgrund verschiedener Tests Null gesetzt wurde,<sup>51</sup> führte die Schätzung des Zustandsraummodells mit zeitvariablen Koeffizienten zu folgenden Ergebnissen:

$$i_t = (1 - 0,49) \left[ \underset{(0,50)}{4,39} + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t \right] + \underset{(0,09)}{0,49} i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^{\begin{smallmatrix} -2,30 \\ (0,32) \end{smallmatrix}})$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^{\begin{smallmatrix} -2,00 \\ (0,34) \end{smallmatrix}})$$

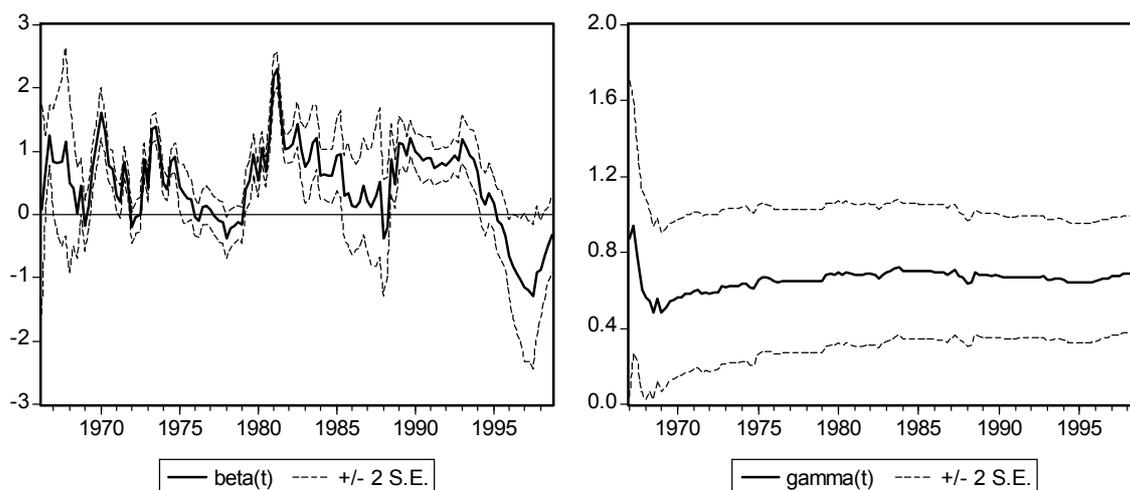
$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0,0)$$

Die Ergebnisse für die zeitvariablen Koeffizienten sind in Abbildung 37 dargestellt.

#### Abbildung 37: Taylor-Regel: Zeitvariable Koeffizienten

<sup>50</sup> Die Ergebnisse der Schätzung der Inflationserwartung sind im Appendix dargestellt.

<sup>51</sup> In einem iterativen Verfahren zeigte sich, dass die Log-Likelihood-Funktion in Abhängigkeit der Varianz der zweiten Zustandsgleichung ( $e^{\eta}$ ) im Intervall  $[0;2]$  streng monoton fallend ist. Demnach konnte die Varianz auf Null gesetzt werden, was auch ein einfacher Wald-Test bestätigte (siehe Appendix).



In der Abbildung wird deutlich, dass die Bundesbank in Phasen ihrer Meinung nach überhöhten Inflationserwartungen den Nominalzins als "Bremsinstrument" einsetzt – der Koeffizient bezüglich der erwarteten Inflation steigt zu Beginn der 80er und 90er Jahre deutlich über 1. Damit zeigt sich, dass das Taylor-Prinzip für Disinflationsphasen durchaus gilt, nicht jedoch für die dazwischen liegenden Phasen weitgehend akkomodierender Geldpolitik. Der Koeffizient bezüglich der Konjunktur ist konstant niedrig.

### 3.3.3 Interpretation der ökonometrischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in Deutschland

Insgesamt zeigen die Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in Deutschland vor allem folgendes:

1. Wie auch in anderen Industrieländern ist die Geldpolitik seit dem Beginn der 80er Jahre insgesamt entschiedener gegenüber Inflationsgefahren eingestellt.
2. Die Bundesbank ist insgesamt aggressiver als die US-amerikanische Notenbank, wenn es um die Bekämpfung der Inflation geht. In Disinflationsphasen (z.B. zu Beginn der 80er Jahre und 90er Jahre) steigt der Nominalzins über die Inflationsrate, der Realzins wird erhöht.
3. Die Konjunktur spielte eine untergeordnete Rolle bei der Zinspolitik der Bundesbank.

### 3.4 Ökonometrische Beurteilung der außenwirtschaftlichen Spielräume der BRD

In der vorliegenden Arbeit wird die Außenwirtschaft als "Spielraum" für die übrigen Politikbereiche aufgefasst, nicht als eigenständiger Indikator. Mit ökonometrischen Schätzungen wurde jedoch untersucht, inwieweit die Geldpolitik von der außenwirtschaftlichen Seite restringiert wird. Dazu wurden konkret drei Indikatoren getestet:

1. Der nominale effektive Wechselkurs
2. Der trendbereinigte effektive Wechselkurs
3. Der US-amerikanische Zinssatz

Das Argument dafür lautet: Wenn sich ein systematischer Einfluss einer der genannten Größen auf die Geldpolitik finden lässt, ist die Geldpolitik nicht autonom sondern beschränkt durch die außenwirtschaftlichen Spielräume. Ein Maß dafür wäre eine Reaktion auf den Wechselkurs. Der trendbereinigte oder zyklische Wechselkurs wurde aufgenommen, um dem Argument zu begegnen, dass die Zentralbank sich langfristigen Wechselkursveränderungen nicht entgegenstellt – wohl aber kurzfristigen (konjunkturellen). Der US-amerikanische Zinssatz wurde aufgenommen, da die Zentralbank sich auch am US-amerikanischen Zinssatz orientiert haben könnte (um den Wechselkurs stabil zu halten).

#### 3.4.1 GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs

Es wurde hier die im Rahmen der geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor Regel um einen nominalen effektiven Wechselkurs erweitert.<sup>52</sup> Es wurde konkret folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>53</sup>

$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

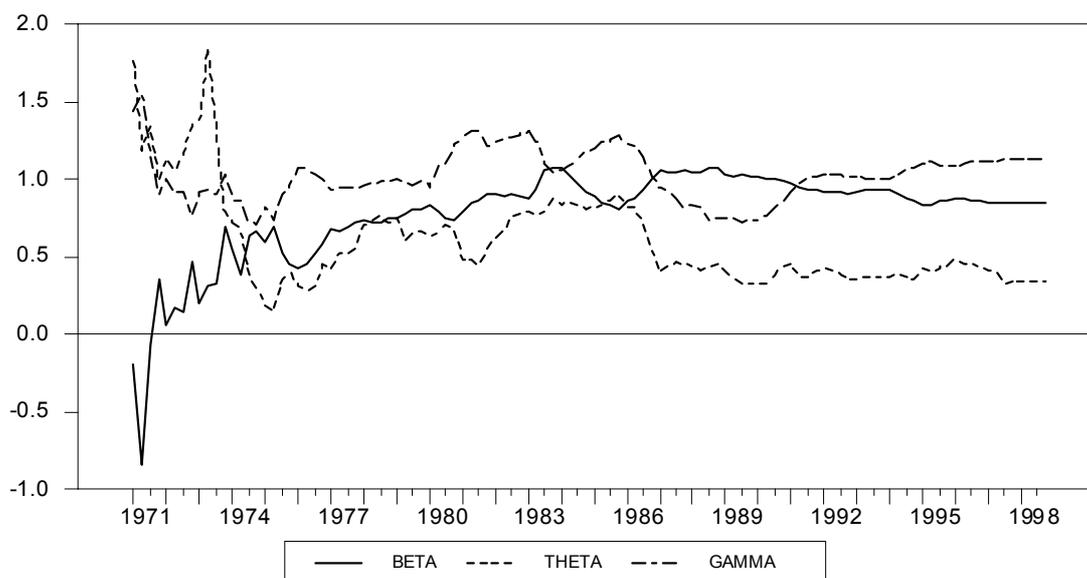
Die Notation entspricht der Darstellung im Methodik- bzw. geldpolitischen Teil. Die entscheidende "Neuerung" liegt darin, dass mit  $\sigma_t$  jetzt ein nominaler effektiver Wechselkurs aufgenommen wurde. Die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$

<sup>52</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

<sup>53</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell mit  $\varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder mit der Methode GMM begonnen und es werden Instrumente benutzt.

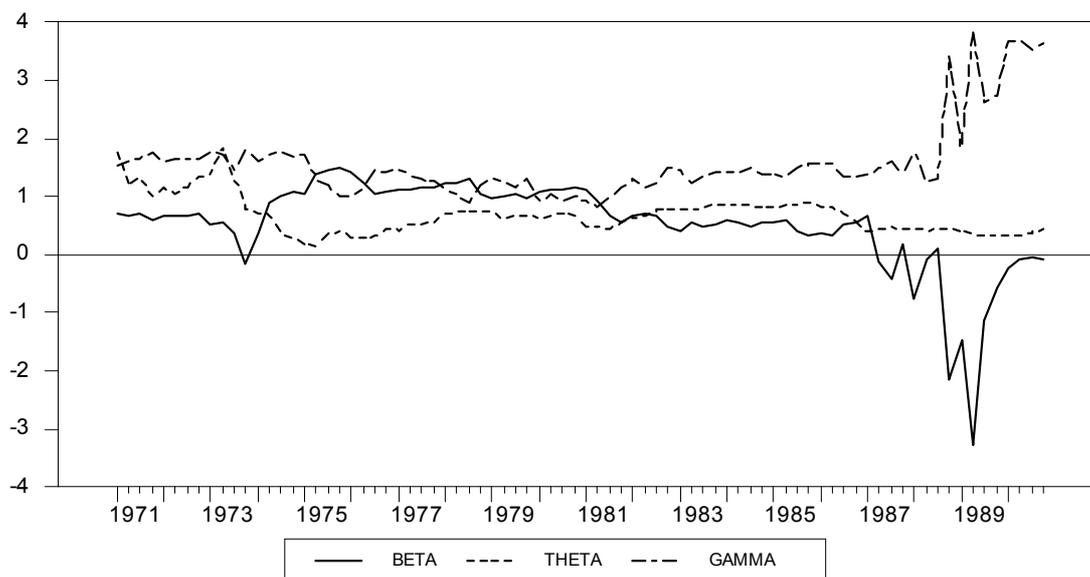
(Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke),  $\theta$  (Einfluss des Wechselkurses) und  $\rho$  (Anpassungsgeschwindigkeit) der Taylor-Gleichung wurden auch hier auf drei Arten geschätzt: Zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.

**Abbildung 38: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit Wechselkurs; rekursiv, vorwärts)**



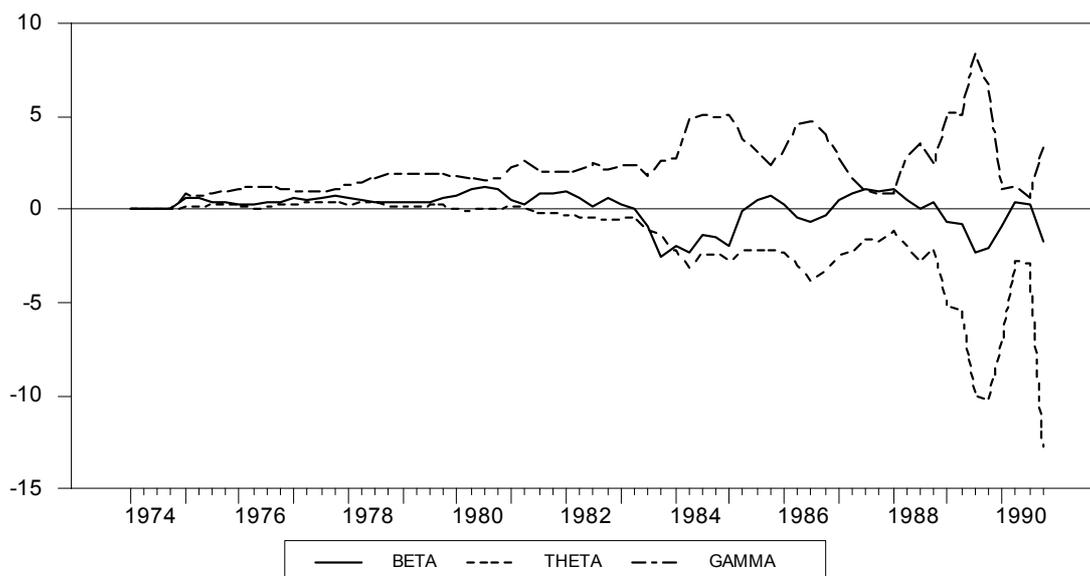
Die Entwicklung des Koeffizienten der Anpassungsgeschwindigkeit  $\rho$  im Zeitablauf wurde nicht dargestellt, da er sich kaum geändert zu haben scheint. Es zeigt sich, dass der Wechselkurs für Deutschland durchgehend eine geringere Rolle bei der Zinsentscheidung gespielt hat als die Konjunktur und die Inflation, und dass der Koeffizient im Durchschnitt nach dem Ende der 1980er Jahre noch niedriger lag als zuvor.

**Abbildung 39: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit Wechselkurs; rekursiv, rückwärts)**



Auch bei der rückwärts gerichteten Schätzung zeigt sich das geringe Gewicht des Wechselkurses. Allerdings treten hier zu Beginn der 1990er Jahre so starke Strukturbrüche auf, dass die Ergebnisse nicht mehr vernünftig darstellbar waren. Das gleiche Problem ergibt sich bei einer Schätzung mit rollendem 10-Jahres-Fenster.

**Abbildung 40: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit Wechselkurs; rollendes 10-Jahres Fenster)**



Entsprechend dieser Ergebnisse aus den verschiedenen rekursiven Schätzungen wurden nun zwei Stabilitätstests für die einzelnen Zeiträume 1960:1 bis 1990:4 sowie

1990:1 bis 1998:4 durchgeführt, die zeigten, dass für diese beiden Perioden die Stabilitätshypothese nicht abgelehnt werden kann, wohingegen das Modell über den gesamten Schätzzeitraum nicht stabil ist.<sup>54</sup> Insgesamt kann man damit mindestens auf einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit um 1990 schließen, weswegen nun zwei GMM-Schätzungen für die konstanten Koeffizienten in beiden Perioden vorgenommen wurden.

Die Schätzung für beide Zeiträume wurde jeweils mit einer bzw. zwei Verzögerungen des Zinssatzes durchgeführt; bei allen Ergebnissen zeigte sich der Koeffizient vor dem Wechselkurs als insignifikant. Im zweiten betrachteten Zeitraum nimmt dann der Koeffizient vor der Inflationserwartung sogar einen (insignifikant geschätzten) sehr kleinen Wert an; das Gewicht der Produktionslücke wird hierdurch – relativ gesehen – umso größer.<sup>55</sup>

Zeitraum	Ergebnis
1964:1 bis 1990:2	$i_t = (1 - 0,76) \left[ \begin{array}{cccc} 1,29 & + 0,45 \pi_{t+k} & + 0,61 x_t & + 0,41 \sigma_t \end{array} \right] + 0,76 i_{t-1} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;"> <small>(0,62)    (0,22)                    (0,20)                    (0,29)                    (0,07)</small> </p>
1990:1 bis 1998:4	$i_t = (1 - 0,92) \left[ \begin{array}{cccc} 0,41 & - 0,00 \pi_{t+k} & + 0,52 x_t & - 0,02 \sigma_t \end{array} \right] + 0,92 i_{t-1} + \varepsilon_t$ <p style="text-align: center;"> <small>(0,23)    (0,11)                    (0,07)                    (0,07)                    (0,03)</small> </p>

Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass der Wechselkurs tatsächlich als weitgehend unbedeutend für die Zinsentscheidung in Deutschland anzusehen ist.

### 3.4.2 GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit der zyklischen Komponente des Wechselkurses

Weiterhin wurde versucht, die im Rahmen der geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor-Regel um die zyklische Komponente des Wechselkurses zu erweitern.<sup>56</sup> Das Argument dafür besteht darin, dass möglicherweise die Zentralbank nicht auf langfristige (trendmäßige) Schwankungen des Wechselkurses reagiert, da diese auf Veränderungen von Fundamentalfaktoren beruhen. Eine konjunkturell relevante Abweichung jedoch könnte durchaus in die geldpolitische Entscheidung einfließen.

<sup>54</sup> s. Appendix

<sup>55</sup> Die vollständigen Schätzergebnisse aller Modelle sind im Appendix dokumentiert.

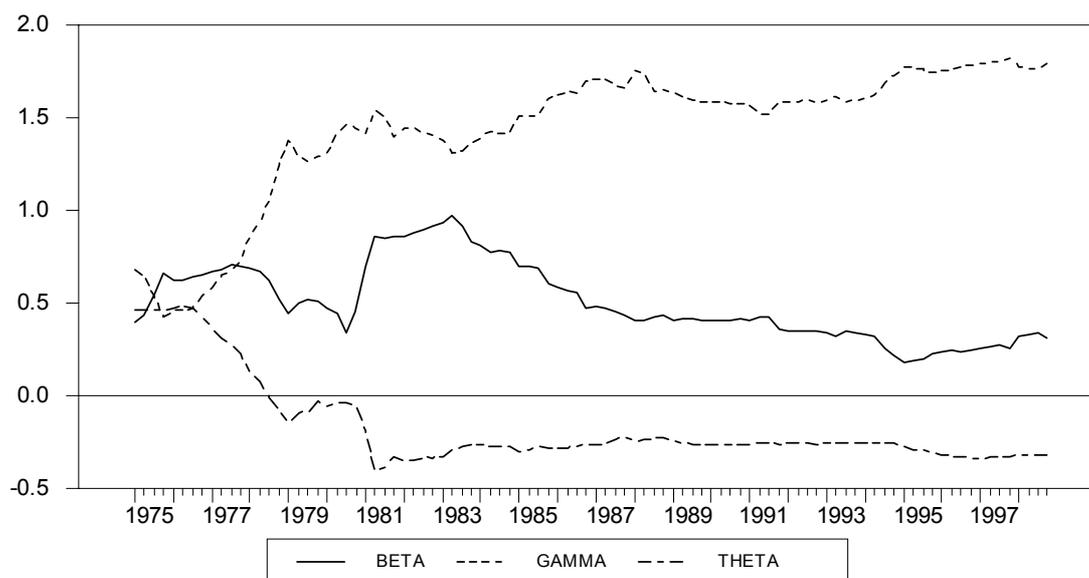
<sup>56</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

Um die zyklische Komponente zu berechnen, wurde der nominale effektive Wechselkurs mit Hilfe eines Band-Pass-Filters trendbereinigt ( $\sigma_t^{cycl}$ ).<sup>57</sup> Es wurde dann folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>58</sup>

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta \sigma_t^{cycl}] + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die Notation entspricht wieder der Darstellung im Methodik- bzw. geldpolitischen Teil. Die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke),  $\theta$  (Einfluss der zyklischen Komponente des Wechselkurses) und  $\rho$  (Anpassungsgeschwindigkeit) der Taylor-Gleichung wurden auch hier auf drei Arten geschätzt: Zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.

**Abbildung 41: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit zyklischer Komponente des Wechselkurses; rekursiv, vorwärts)**

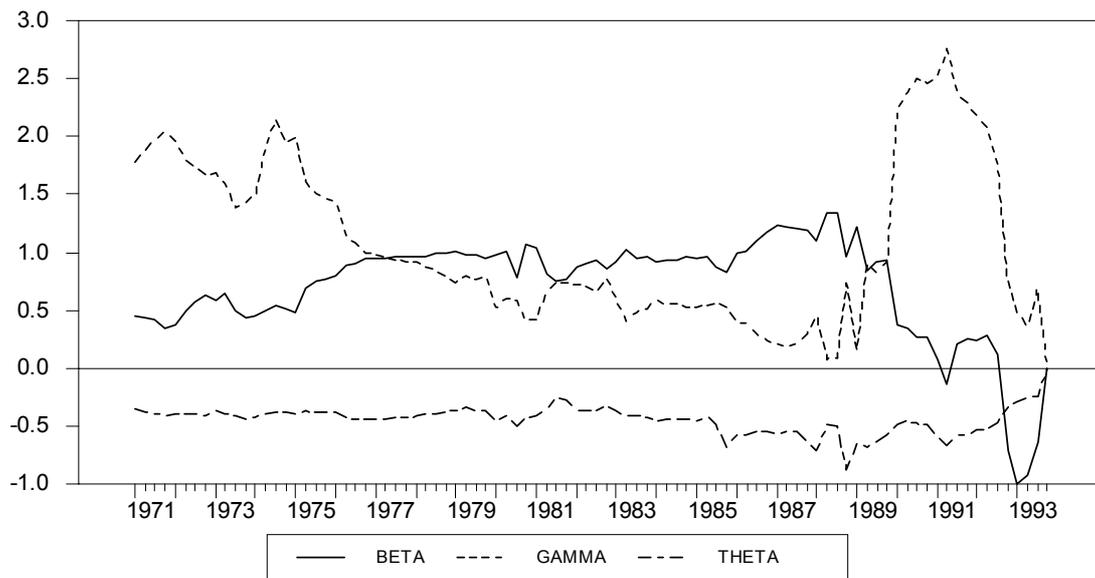


**Abbildung 42: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit zyklischer Komponente des Wechselkurses; rekursiv, rückwärts)**

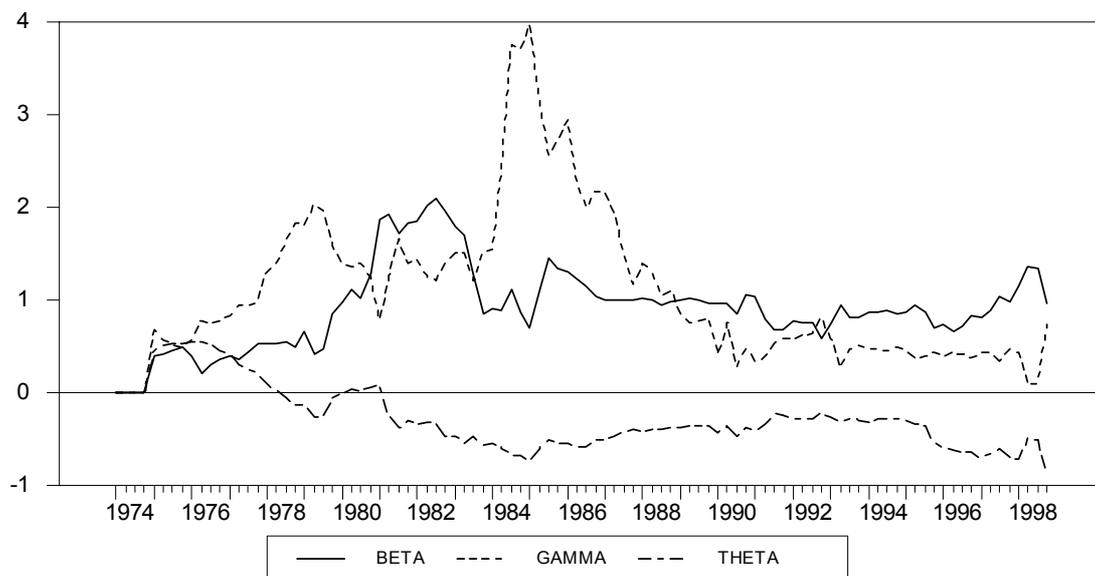
<sup>57</sup> Siehe Appendix.

<sup>58</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell

mit  $\varepsilon_t = (1 - \rho) \{ \beta [E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma [E_t(x_t) - x_t] + \theta [E_t(\sigma_t) - \sigma_t] \} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder mit der Methode GMM begonnen und es werden Instrumente benutzt.



**Abbildung 43: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit zyklischer Komponente des Wechselkurses; rollendes 15-Jahres Fenster)**



In Anlehnung an obige Darstellungen und die Stabilitätstest der deutschen Taylor-Regel ohne außenwirtschaftlichen Einfluß kann man auf einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit um 1980 schließen. Man sieht eine sprunghafte Veränderung der Koeffizienten sowohl beim rekursiv vorwärts geschätzten Modell wie auch beim rollenden Fenster.

Aus diesem Grunde wurden nun zwei weitere GMM-Schätzungen für die konstanten Koeffizienten in beiden Subsamples vorgenommen wurden:<sup>59</sup>

Zeitraum	Ergebnis
1960:1 bis 1979:1	Koeffizient vor der zyklischen Komponente des WK nicht signifikant verschieden von Null
1983:1 bis 1998:4	$i_t = (1 - 0,81) \left[ \underset{(0,69)}{3,80} - \underset{(0,24)}{1,01} \pi_{t+k} + \underset{(0,45)}{0,74} x_t - \underset{(0,12)}{0,36} \sigma_t^{\text{cycl}} \right] + \underset{(0,11)}{1,09} i_{t-1} - \underset{0,10}{0,28} i_{t-2} + \varepsilon_t$

Das Ergebnis ist recht interessant: Während vor 1980 kein signifikanter Einfluss der zyklischen Wechselkurskomponente nachweisbar ist, findet man dies durchaus ab 1980. Eine über den Trend hinausgehende Aufwertung senkt den Zinssatz deutlich, eine Abwertung erhöht ihn entsprechend. Dies deutet daraufhin, dass die Bundesbank nicht das Niveau des Zinssatzes kontrolliert hat aber die Auswirkungen von wechselkursbedingten Preisniveauschüben durchaus gesehen hat.

### 3.4.3 GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit US-amerikanischem Zinssatz

Die in den beiden vorangegangenen Abschnitten gemachten Untersuchungen gehen davon aus, dass die Zentralbank auf Veränderungen des Wechselkurses *reagiert*. Eine sinnvolle Schätzung setzt dabei voraus, dass der Wechselkurs ausreichend variiert. Es kann aber genauso gut sein, dass eine Zentralbank genau diese Schwankungen zu glätten versucht und den Wechselkurs stabilisiert. Dann müsste sie sich an einem ausländischen Leitzins orientieren. Für die Bundesbank ist nicht auszuschliessen, dass sie sich an der US-amerikanischen Fed orientiert hat.

Um dies zu untersuchen, wurde die im Rahmen der geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor Regel um den kurzfristigen US-amerikanischen Zinssatz erweitert.<sup>60</sup> Es wurde jetzt folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>61</sup>

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta \pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta i_t^{\text{USA}}] + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t$$

<sup>59</sup> Die vollständigen Schätzergebnisse sind im Appendix dokumentiert.

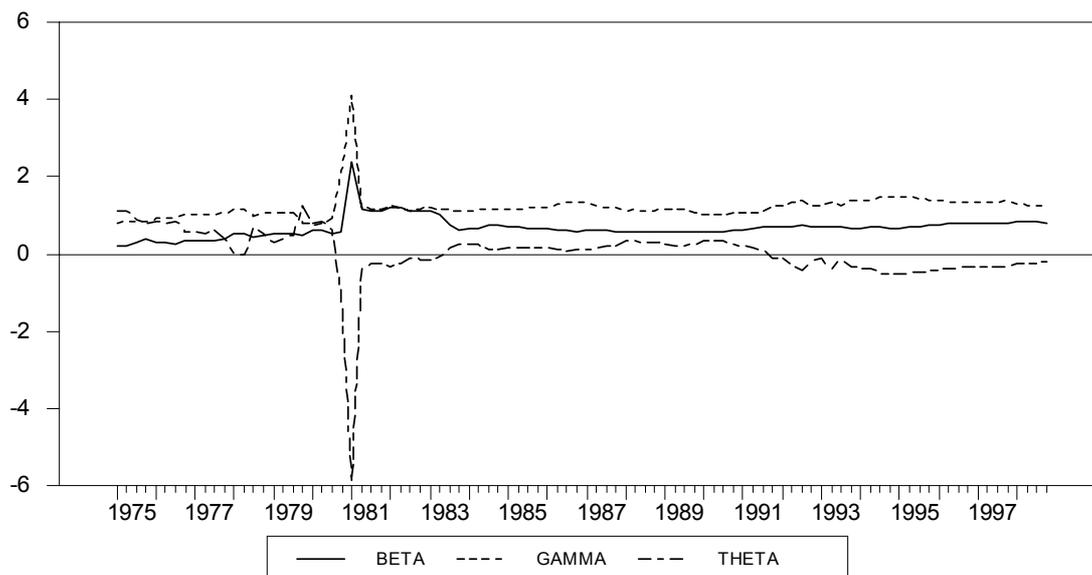
<sup>60</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

<sup>61</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell

mit  $\varepsilon_t = (1 - \rho) \{ \beta [E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma [E_t(x_t) - x_t] + \theta [E_t(\sigma_t) - \sigma_t] \} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder mit der Methode GMM begonnen und es werden Instrumente benutzt.

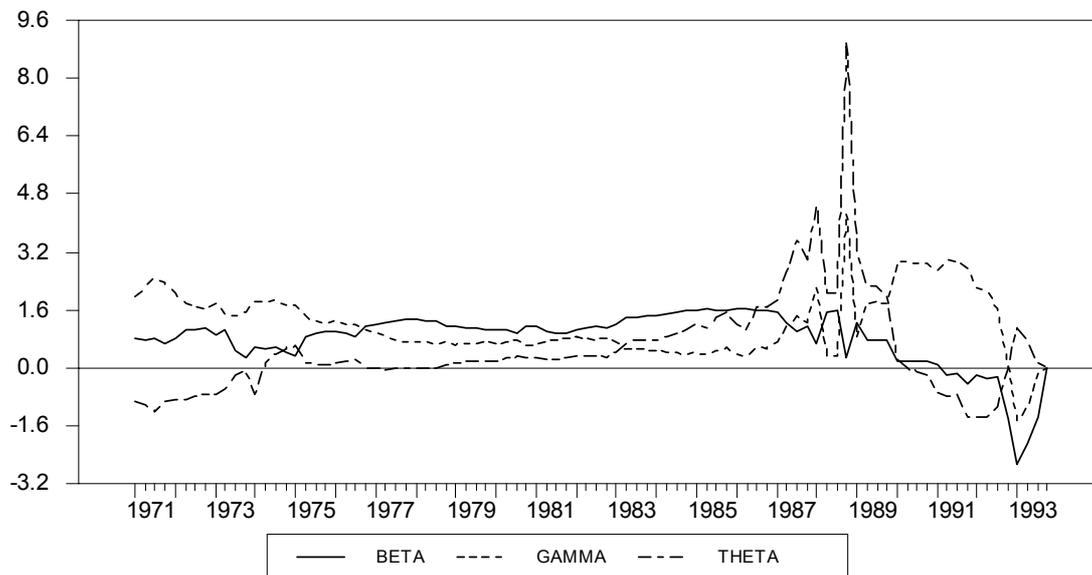
Um die Veränderungen sichtbar zu machen, wurde die Taylor-Gleichung auch hier auf drei Arten geschätzt: rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.

**Abbildung 44: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit US-amerikanischem Zinssatz; rekursiv, vorwärts)**



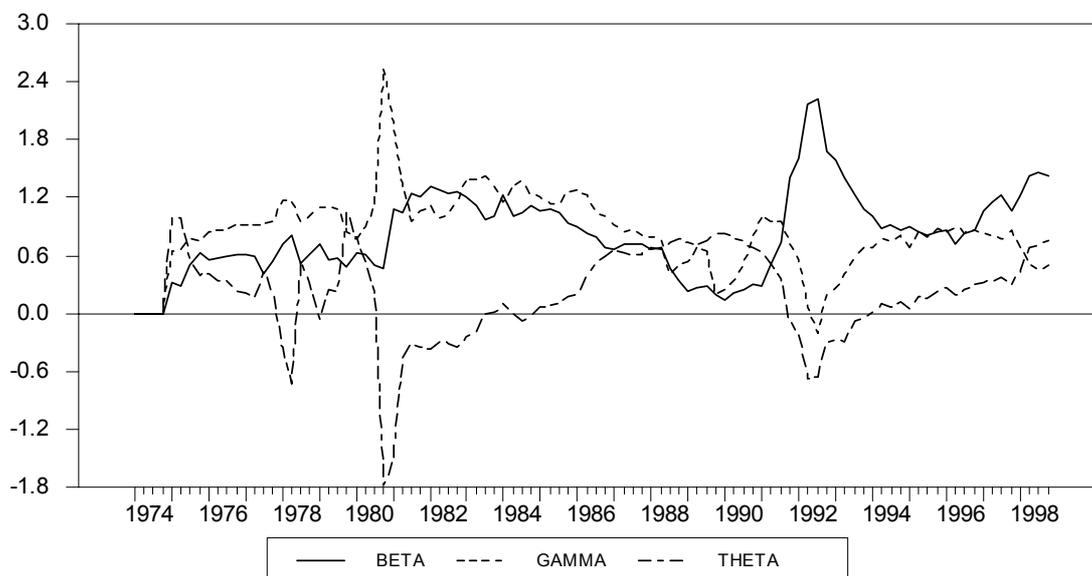
Da der Koeffizient  $\theta$  stets dicht um die Nulllinie schwankt, scheint der US-amerikanische Zinssatz für Deutschland durchgehend eine geringere Rolle bei der Zinsentscheidung gespielt zu haben als die Produktionslücke und die Inflation. Sehr deutlich wird bei der rekursiven Vorwärtsschätzung ein struktureller Bruch um 1980/81.

**Abbildung 45: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit US-amerikanischem Zinssatz; rekursiv, rückwärts)**



Auch bei der rückwärts gerichteten Schätzung zeigt sich bis zur Mitte der achtziger Jahre das geringere Gewicht des US-amerikanischen Zinssatzes.

**Abbildung 46: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Deutschland (mit US-amerikanischem Zinssatz; rollendes 15-Jahres Fenster)**



In Anlehnung an obige Darstellungen und die Stabilitätstest der deutschen Taylor-Regel ohne außenwirtschaftlichen Einfluß kann man auf einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit um 1980 schließen, weswegen nun zwei weitere GMM-

Schätzungen für die konstanten Koeffizienten in beiden Subsamples vorgenommen wurden:<sup>62</sup>

Zeitraum	Ergebnis
1960:1 bis 1979:4	Koeffizient vor dem US-Zinssatz deutlich nicht signifikant verschieden von Null
1983:1 bis 1998:4	$i_t = (1 - 0,86) \left[ \begin{array}{ccc} 0,52 & + 1,18 \pi_{t+k} & + 0,71 x_t & + 0,44 i_t^{USA} \\ (1,71) & (0,34) & (0,49) & (0,27) \end{array} \right] + 1,17 i_{t-1} - 0,31 i_{t-2} + \varepsilon_t$

Interessanter korrespondiert dieses Ergebnis mit den Resultaten bezüglich des Einflusses der zyklischen Wechselkurskomponente obwohl es paradox erscheint. Unsere Ergebnisse deuten daraufhin, dass ab 1998 die Bundesbank sowohl den Wechselkurs zu stabilisieren suchte (indem sie auf Veränderungen des US-amerikanischen Zinses reagierte) und gleichzeitig auf zyklische Schwankungen des Wechselkurses reagierte.

#### 3.4.4 Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs als Zustandsraum-Modell

Die bisherigen Ergebnisse lassen sich durch eine Analyse mittels Zustandsraum-Modellen stützen. Dabei wurde nur der Wechselkurs in seiner trendbereinigten und unbereinigten Variante getestet, Schätzungen mit dem US-amerikanischen Zinssatz erwiesen sich als nicht durchführbar.

Zuerst wurde der Einfluss des nicht-trendbereinigten Wechselkurses getestet. Die um den Wechselkurs  $\sigma$  erweiterte Taylor-Regel mit zeitvariablen Koeffizienten hat folgende Form:

$$\begin{array}{ll} \text{Signal:} & i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t] + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t & \varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda) \\ 1. \text{ State:} & \beta_t = \beta_{t-1} + v_t & v_t \sim N(0, e^\phi) \\ 2. \text{ State:} & \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t & \varpi_t \sim N(0, e^\eta) \\ 3. \text{ State:} & \theta_t = \theta_{t-1} + \varsigma_t & \varsigma_t \sim N(0, e^\kappa) \end{array}$$

<sup>62</sup> Die vollständigen Schätzergebnisse sind im Appendix dokumentiert.

Analog zu obiger Schätzung der Regel ohne Wechselkurs musste die Varianz der zweiten States-Gleichung  $e^\eta$  wieder auf Null gesetzt werden. Die Schätzung lieferte folgendes Ergebnis:

$$i_t = (1 - 0,43) \left[ \underset{(0,57)}{4,52} + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t \right] + \underset{(0,08)}{0,43} i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^{\frac{-2,18}{0,27}})$$

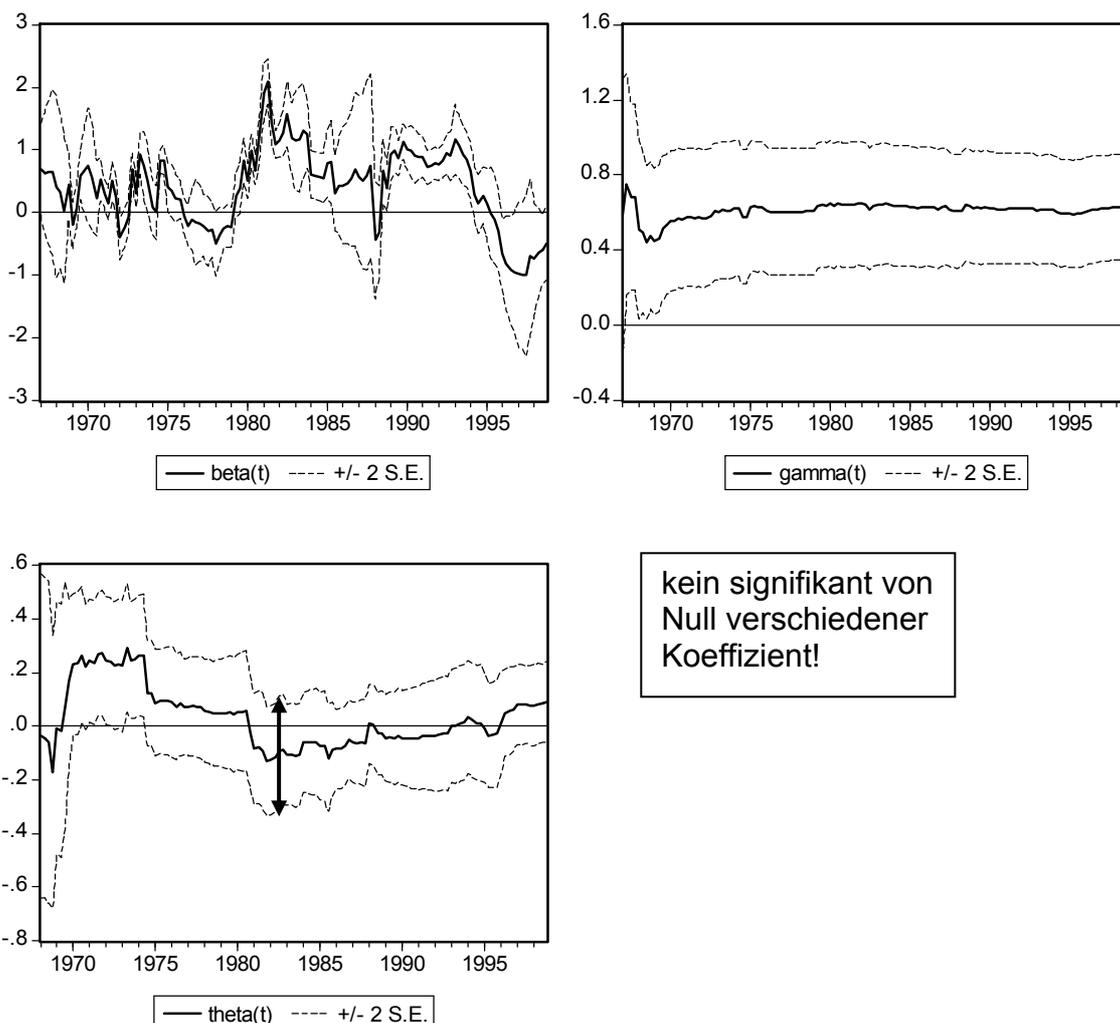
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \upsilon_t \quad \upsilon_t \sim N(0, e^{\frac{-2,27}{0,33}})$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0,0)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varsigma_t \quad \varsigma_t \sim N(0, e^{\frac{-7,66}{1,31}})$$

Die Verläufe der Koeffizienten sind in der Abbildung dargestellt.

**Abbildung 47: Zeitvariable Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkursen**



Der Koeffizient  $\theta_t$  bezüglich des Wechselkurses bewegt sich vor 1980 knapp über, danach dicht unter der Nulllinie, ist aber insgesamt *nicht signifikant* verschieden von Null. Damit bestätigt sich das Ergebnis der vorhergehenden Analyse.

### 3.4.5 Schätzung einer Taylor-Regel mit der zyklischen Komponente des Wechselkurses als Zustandsraum-Modell

Nun wurde die zyklische Komponente des Wechselkurses einbezogen.<sup>63</sup> Die auf diese Weise geschätzte, um die zyklische Komponente des Wechselkurses  $\sigma_t^{cycl}$  erweiterte Taylor-Regel hat folgende Form:

$$\text{Signal: } i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t^{cycl}] + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$$

<sup>63</sup> Einbezogen wird der durch einen Band-Pass-Filter trendbereinigte nominale effektive Wechselkurs.

1. State:  $\beta_t = \beta_{t-1} + v_t$   $v_t \sim N(0, e^\phi)$
2. State:  $\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t$   $\varpi_t \sim N(0, e^\eta)$
3. State:  $\theta_t = \theta_{t-1} + \zeta_t$   $\zeta_t \sim N(0, e^\kappa)$

Die Varianz der Beobachtungsgleichung wurde exogen auf  $e^\lambda = 0,01$  gesetzt. Die Schätzung lieferte folgendes Ergebnis:

$$i_t = (1-0,48) \left[ \underset{(0,47)}{4,70} + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t^{\text{cycl}} \right] + \underset{(0,09)}{0,48} i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, 0.01)$$

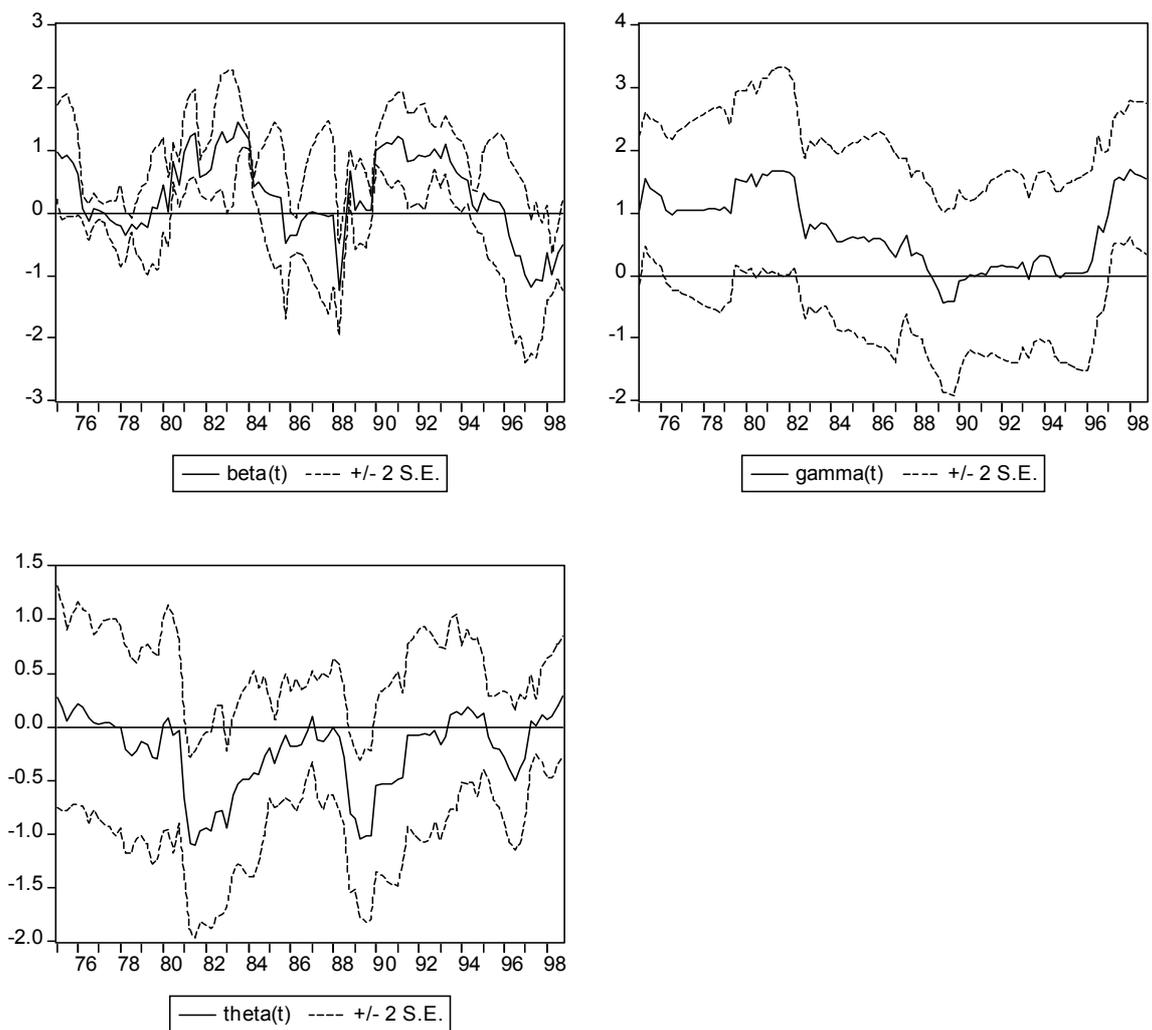
$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^{-2,21}_{(0,37)})$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^{-3,31}_{(1,46)})$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \zeta_t \quad \zeta_t \sim N(0, e^{-3,49}_{(0,62)})$$

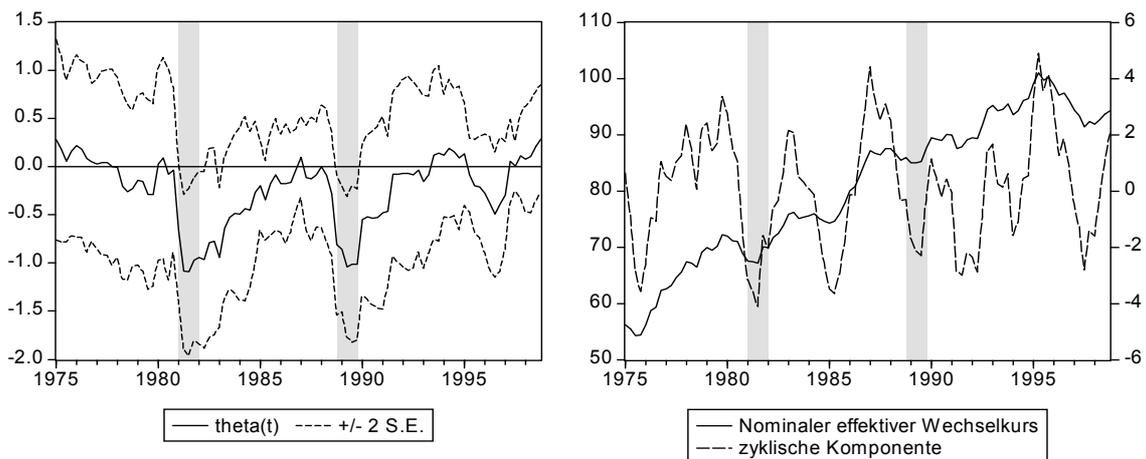
Der Verlauf der Koeffizienten ist wieder in einer Abbildung dargestellt.

**Abbildung 48: Zeitvariable Schätzung einer Taylor-Regel mit zyklischer Komponente des Wechselkurses**



Das Ergebnis der Untersuchung zeigt für den Koeffizienten des zyklischen Wechselkurses, dass die Bundesbank in bestimmten Perioden dem Wechselkurs ein deutliches negatives Gewicht beigemessen hat – insbesondere zu Beginn der 80er Jahre und zum Ende der 80er Jahre. Dies korrespondiert mit Aufwertungsphasen der Deutschen Mark. Offenbar hat hier die Bundesbank gezielt ihre Geldpolitik gelockert, um die Aufwertung zu bremsen.

**Abbildung 49: Zeitvariabler Koeffizient des zyklischen Wechselkurses in der Taylor-Regel und Wechselkurs**



## 4 Das Regime in Japan

### 4.1 Ökonometrische Beurteilung der lohnpolitischen Ausrichtung in Japan

#### 4.1.1 Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate

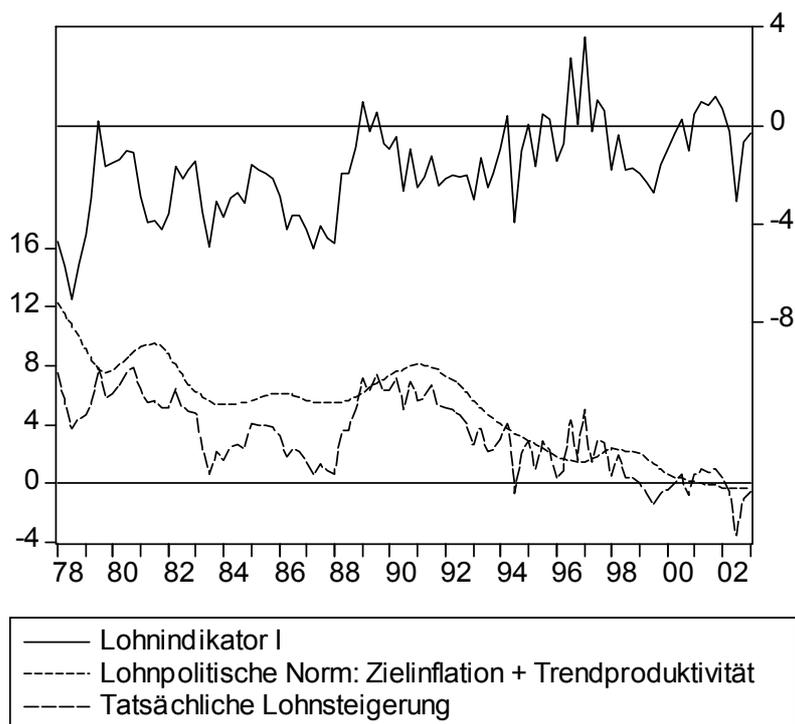
Wie schon ausgeführt, sollte sich eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik gesamtwirtschaftlich an der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung und auch an einer Ziel- oder Trendinflationsrate und nicht an der aktuellen Inflationsrate orientieren. Da weder die mittelfristige Produktivitätsentwicklung noch die Ziel- und Trendinflationsraten bekannt sind wurden die Zielinflationsrate näherungsweise als rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt (2 Jahre) berechnet, die Trendproduktivität wurde über einen Hodrick-Prescott-Filter approximiert.

Der sich ergebende Indikator wird wiederum als lohnpolitischer Indikator I bezeichnet. Er ist definiert als:

$$\dot{W} - \dot{P}^{\text{geglättet}} - \dot{\lambda}^{\text{geglättet}}$$

mit  $\dot{W}, \dot{P}, \dot{\lambda}$  als Veränderungsraten der Löhne, Preise, Produktivität und verläuft für Japan wie in

Abbildung 50 dargestellt.

**Abbildung 50: Lohnpolitischer Indikator I für Japan**

Der Verlauf in den 70er und 80er Jahren zeigt nach diesem Maß eine permanente Verteilung hin zu Gewinneinkommen. Dies ist nicht völlig abwegig, dass Japans Entwicklungsstrategie zunächst auf hohe Exportüberschüsse und Gewinninflation im klassischen keynesianischen Sinne setzte. Ab Ende der 80er Jahre ist diese Tendenz durchbrochen. Allerdings zeigt sich an dieser Berechnung auch eine der Schwächen der Trendapproximationen, da Produktivitätswachstum und Inflation so niedrig bzw. negativ waren, dass jetzt eine "normgerechte" Lohnentwicklung angezeigt wird.

#### 4.1.2 Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks

Die reine Trendbereinigung als Maß für einen lohnpolitischen Indikator ist unbefriedigend, wenn man die Auswirkungen der Löhne auf die Preise untersuchen möchte: Eine Situation, in der die Inflation vor allem und sehr stark vom Lohnwachstum getrieben wird, zeigt ebenso eine Zielverfehlung wie eine Situation, in der ein negativer Einfluss der Lohnentwicklung auf die Inflation ausgeht. Ein strukturelles Modell ist hier sehr viel besser geeignet, um den Einfluss von lohnbestimmten und nicht-lohnbestimmten Komponenten auf die Inflation zu messen.

Das Ziel der vorliegenden Analyse über ein strukturelles Modell – ein so genanntes Lohn-Preis-System – ist es, diejenige Lohn- und Inflationsentwicklung zu bestimmen, die mit einem theoretischen Modell vereinbar ist. Hierzu wird eine bestimmte Struktur des Lohnfindungsprozesses angenommen und die langfristigen Koeffizienten dieses Modells geschätzt. In diesem System gibt es darüber hinaus zeitvariable Lohn- und Preisschocks, die – zum Teil recht persistente – Abweichungen von den strukturellen Koeffizienten aufweisen. Wir bezeichnen diese Abweichungen im Folgenden als Lohn- und Inflationsschocks, da sie *Abweichungen* von den strukturell geschätzten Koeffizienten implizieren.

Die Modellierung erfolgte über ein Zustandsraummodell.<sup>64</sup> Dabei gibt es eine Beobachtungsgleichung, in die einerseits feste Koeffizienten, andererseits Zustandsvariablen (hier  $z$ ) eingehen, die im Zeitablauf einem bestimmten Prozess folgen (hier ein "random walk"). Es wurde konkret folgendes Lohn-Preis-System modelliert und geschätzt:

1. Lohngleichung:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{W} = c_w + \alpha\lambda^w + \beta\dot{P}^e + \gamma(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^\lambda)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^1 = z_{t-1}^1 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^\phi)$

2. Preisgleichung  $\dot{P} = c_p + \delta\dot{W} - \phi\lambda^f + z_t^2 + \varepsilon_p$

3. Lohn-Preis-System:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{P} - \beta\dot{P}^e - z_t^1 = c_w + c_p + \alpha\lambda^w - \lambda^f + \gamma(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is}$   
 $\varepsilon_{is} \sim N(0, e^\rho)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^\sigma)$

Die Lohngleichung ist ein Phillips-Kurve, die Preisgleichung ergibt sich aus einer Mark-up-Preissetzung. Zunächst wurde die Lohngleichung mit dem Lohnschock  $z_t^1$

<sup>64</sup> Zur genauen Spezifikation des hier verwendeten Lohn-Preis-Modells und dessen Schätzung über ein Zustandsraummodell siehe Methodenteil.

geschätzt, danach folgte die Schätzung des reduzierten Lohn-Preis-Systems mit  $z_t^2$ , wobei  $z_t^1$  als Lohnschock aus der ersten Schätzung einfluss.<sup>65</sup>

Zunächst wurde die Lohngleichung in ihrer obigen Form mit unrestringierten Varianzen ( $e^\lambda, e^\phi$ ) geschätzt. Da hier keine eindeutigen Koeffizienten gefunden werden konnten<sup>66</sup>, wurde in einem nächsten Schritt die Varianz der Zustandsgleichung exogen gesetzt. Bei der Wahl der Varianz war zu beachten, dass das Varianzverhältnis zwischen Zustands- und Beobachtungsgleichung nicht zu klein sein sollte.<sup>67</sup>

Die Schätzung der Lohngleichung ergab folgendes Ergebnis (In Klammern sind die Standardfehler angegeben):

$$\dot{W} = 0,05 + 0,76\lambda^w + 0,32\dot{P}^e - 4,64(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0,0.7)$$

(0,28)                      (0,17)                      (0,95)

$$z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0,0.2)$$

Die Schätzung des Lohn-Preis-Systems mit exogenen Lohnschocks und unter Beibehaltung der Koeffizienten aus der Lohngleichung ( $\alpha, \beta, \gamma$ ) lieferte folgendes Ergebnis.<sup>68</sup>

$$\dot{P} - 0,32\dot{P}^e - z_t^1 = 0,05 + 1,73 + 0,76\lambda^w - \lambda^f - 4,64(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is} \quad \varepsilon_{is} \sim N(0, e^{0,56(0,09)})$$

Interessant sind aber für unsere Zwecke vor allem die Verläufe der beiden Prozesse  $z_t^1$  und  $z_t^2$ , d.h. für die beiden "Gleichgewichtsabweichungen" von den langfristigen

<sup>65</sup> Für die Schätzung wurden folgende Daten verwendet: Die Stundenlöhne wurden als Quotient aus den Monatsverdiensten und den gearbeiteten Stunden pro Monat errechnet. Die Stundenproduktivität wurde durch den Quotienten aus dem saisonbereinigten realen Bruttoinlandsprodukt und den gearbeiteten Stunden pro Monat approximiert. Als Basis für die Inflation wurde der Konsumentenpreisindex verwendet; für die erwartete Inflation wurde als Näherung ein rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt über 2 Jahre angenommen. Als Produktivität der Arbeitnehmer  $\lambda^w$  wird ein langfristiger rückwärtsgerichteter Durchschnitt der Produktivität über 5 Jahre verwendet; es wird unterstellt, dass die Unternehmer die tatsächliche Produktivität ( $\lambda^f$ ) kennen. Die zyklische Arbeitslosigkeit wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters aus der Arbeitslosenrate bestimmt.

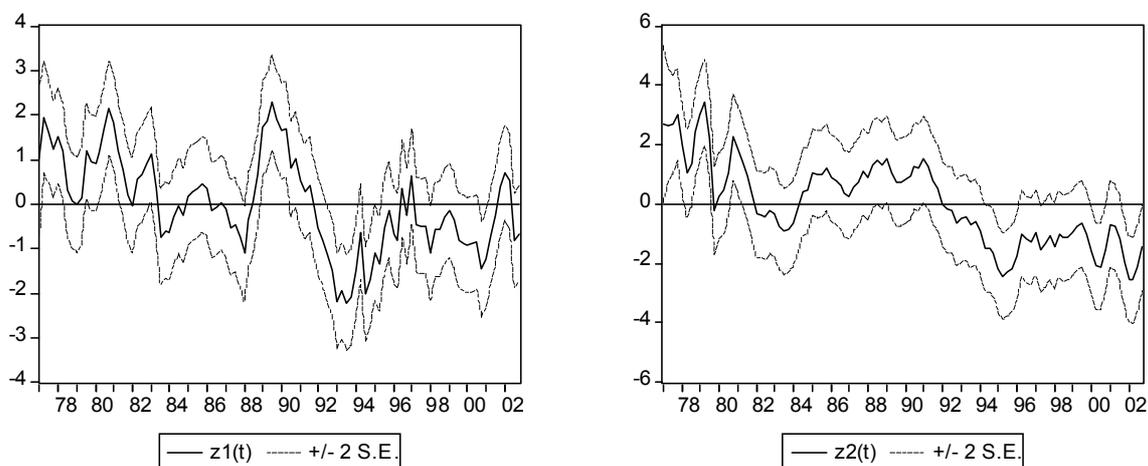
<sup>66</sup> Die Modelle werden über Iterationsalgorithmen geschätzt. Falls sich bestimmte Größen nicht mehr ändern, geht man davon aus, das Maximum der Likelihood-Funktion gefunden zu haben. Allerdings sind diese Verfahren vielfach sensitiv bezüglich der Startwerte, wenn die Likelihood-Funktion mehrgipflig ist. Dies deutet auf mehrere lokale Maxima hin.

<sup>67</sup> Es wurden die Varianzen  $e^\phi = 0,2$  und  $e^\lambda = 0,7$  gesetzt; das zugehörige Varianzverhältnis  $e^\lambda / e^\phi$  ergibt dann 3,5.

<sup>68</sup> Hier wurde die Varianz der Zustandsgleichung  $e^\sigma = 0,2$  gesetzt.

strukturellen Gleichungen oder "Schocks". Sie sind in der unteren Abbildung dargestellt.

**Abbildung 51: Gefilterte Lohnschocks ( $z(1)$ ) und Inflationsschocks ( $z(2)$ )**



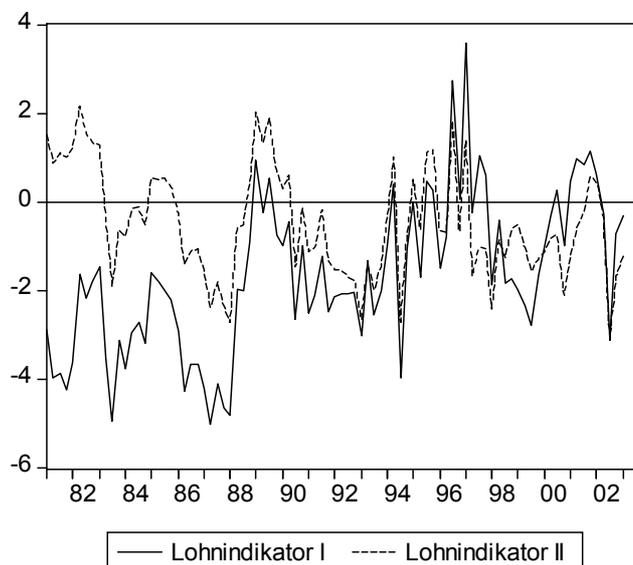
Die Resultate deuten darauf hin, dass es in der Zeit von 1980 bis 1990 zahlreiche positive – und nicht durch lohnpolitische Fehlentwicklungen getriebene – Inflationsschläge gegeben hatte. Der Boom um das Jahr 1990 ging eindeutig jedoch mit einer Lohn-Preis-Spirale einher. Danach gab es tendenziell negative Inflationsschläge und negative Lohnschocks. Ausnahme bildet der Aufschwung 1996, wo es zu positiven Lohnimpulsen kam. Insgesamt zeigt die Zerlegung jedoch, dass die Deflation in den späten 90er Jahren vor allem zu Lasten der Gewinnkompression ging. Dabei ist zu beachten, dass der Inflationsschlag hier ein Maß für die über die normale (hier: durchschnittliche) Unternehmensentlohnung einhergehende Gewinninflation ist. Es gab also nach diesem Maß 8 Jahre negativer Gewinninflation. Genauso könnte es aber auch sein, dass sich die "normale" Unternehmensentlohnung geändert hat – was über einen so langen Zeitraum plausibel erscheint. Dann dürfte die negative Gewinninflation geringer gewesen sein.

#### 4.1.3 Diskussion der Ergebnisse

Der Vergleich der beiden Methoden zeigt, dass beide für die 90er Jahre in der Tendenz zu ähnlichen Schlussfolgerungen führen. In der unten stehenden Abbildung ist die Abweichung der tatsächlichen Lohnzunahme von der Trendproduktivität und

Zielinflationsrate (Indikator I) und  $z_t^1$  aus der Lohn-Preis-Schätzung (Indikator II) dargestellt.

**Abbildung 52: Vergleich der lohnpolitischen Indikatoren für Japan**



Beide Indikatoren erbringen für die hier interessierenden 90er Jahre ähnliche Resultate.

## 4.2 Ökonometrische Analyse der japanischen Fiskalpolitik

Wie auch bei den anderen betrachteten Ländern wurde die antizyklische Orientierung über eine Analyse der zeitgleichen Korrelation ermittelt.<sup>69</sup>

Für die Beurteilung der konjunkturellen Effekte wurden zunächst trendbereinigte Werte errechnet. Die Produktionslücke wurde hier mit Hilfe eines asymmetrischen Band-Pass-Filters bis 2003 bestimmt.<sup>70</sup> Staatliche Einnahmen und Ausgaben wurden mit dem Hodrick-Prescott-Filter geglättet.<sup>71</sup> Zur Beurteilung der fiskalpolitischen Impulse (restriktiv/negativ) der Japans wurde ein Nachfrageimpuls

<sup>69</sup> Zur Erinnerung: Ist der Betrag der Korrelation hoch, gibt es einen starken Zusammenhang zwischen den betrachteten fiskalischen Größen und der Wirtschaftsentwicklung. Positive bzw. negative Vorzeichen kennzeichnen einen entsprechend gleichgerichteten oder entgegengerichteten Effekt. Außerdem ist zu erwarten, dass die Korrelation v. a. über die Einnahmeseite stark ist, wenn der Staat die automatischen Stabilisatoren wirken lässt. Die Einnahmen sollten insgesamt volatiler sein als die Ausgaben.

<sup>70</sup> Vgl. Christiano/Fitzgerald (2003) und die Ausführungen im Methodenteil. Letztlich ist die Wahl der Filter immer beliebig. Hier wurde der Band-Pass-Filter benutzt, da er plausiblere Ergebnisse liefert.

<sup>71</sup> Zur Berechnung der Staatseinnahmen und -ausgaben Japans siehe Appendix.

definiert, der sich aus den trendbereinigten Ausgaben und Einnahmen des Staates zusammensetzt (jeweils in Prozent des Bruttoinlandsprodukts):

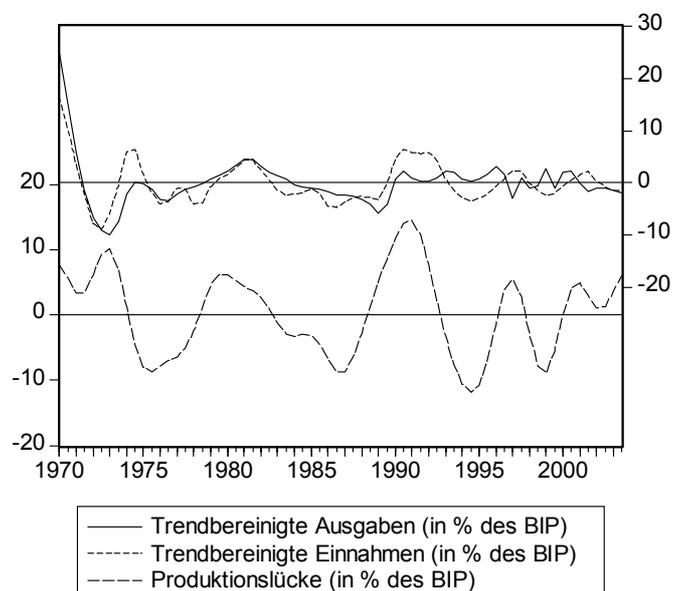
Konkret:

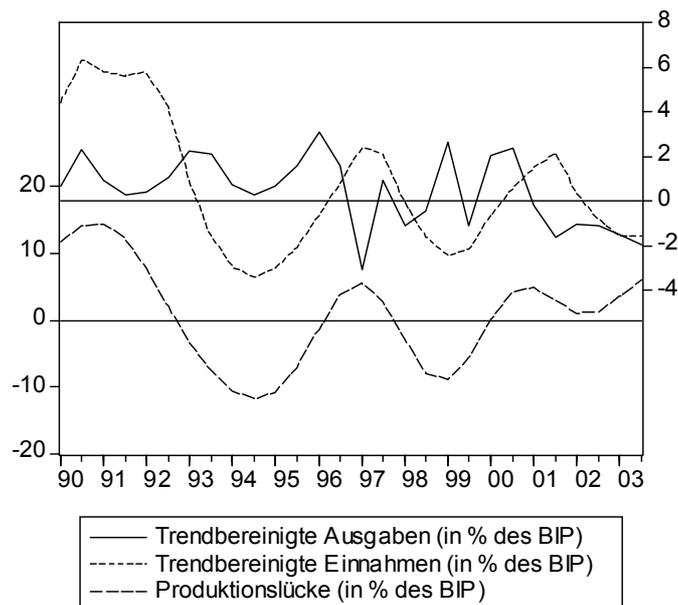
$$\text{NACHFRAGEIMPULS} = (G_{\text{zyklisch}} - NT_{\text{zyklisch}}) / Y_{\text{nominal}} * 100$$

mit G für Ausgaben und NT für Einnahmen.

Wenden wir uns zunächst den Ausgaben und Einnahmen im Zeitablauf unter Berücksichtigung der konjunkturellen Entwicklung zu.

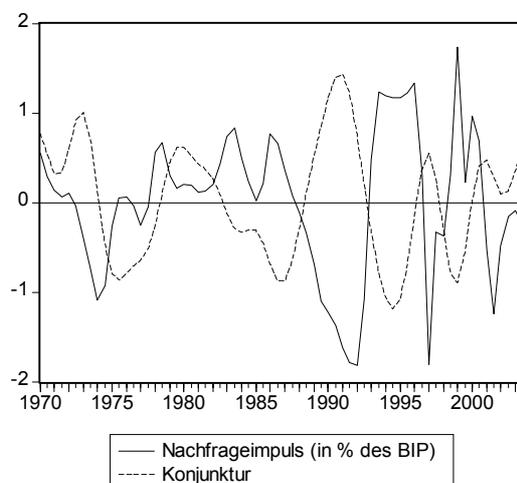
**Abbildung 53: Fiskalische Einnahmen und Ausgaben und Konjunktur 1970 – 2003**



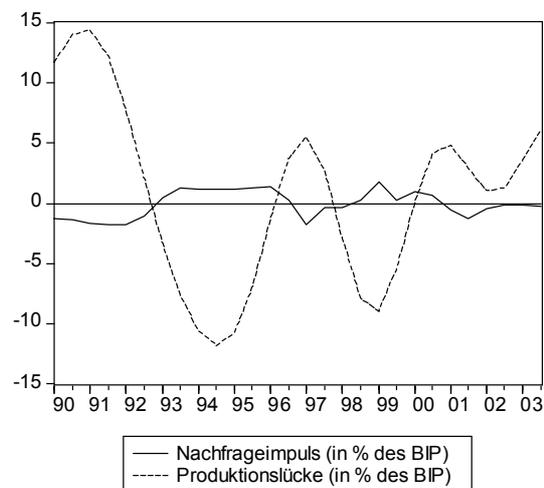
**Abbildung 54: Fiskalische Einnahmen und Ausgaben und Konjunktur 1990 – 2003**

Es zeigt sich eine bis in die 90er Jahre sowohl prozyklische Einnahmen- als auch Ausgabenpolitik, ab 1995 sieht man eine antizyklische Ausgabenentwicklung. Die Schwankungen werden in der zweiten Hälfte der 90er Jahre häufiger, von der Amplitude her jedoch geringer. Dies spricht einerseits für häufige diskretionäre Eingriffe, andererseits für einen geringen fiskalpolitischen Handlungsspielraum.

In einem nächsten Schritt untersuchten wir den Zusammenhang zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur.

**Abbildung 55: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1970 – 2003**

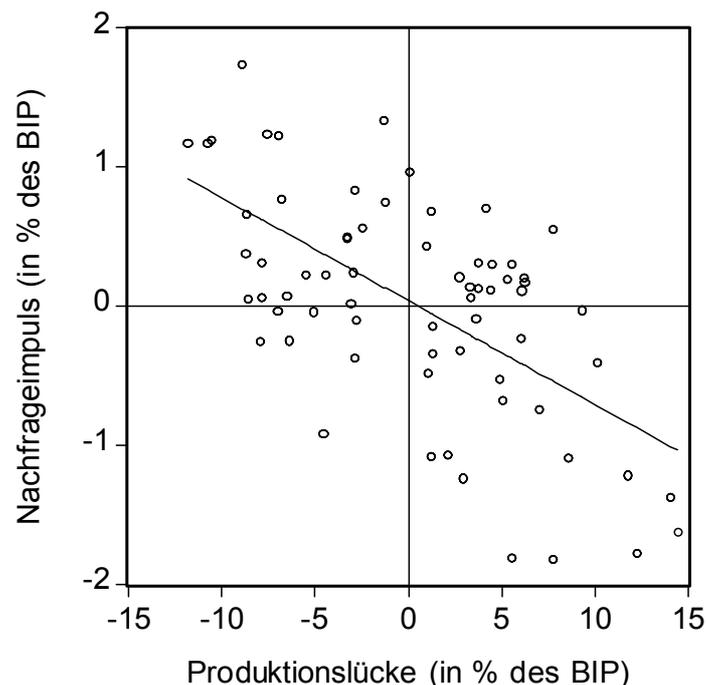
**Abbildung 56: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke) 1970 – 2003**



In der Abbildung sieht man bis 1990 kaum nachfragewirksame finanzpolitische Impulse. Es gibt eine Tendenz der Antizyklik zu Beginn der 1990er, die hauptsächlich durch hohe Einnahmen zu erklären ist.

Um die Stärke der Beziehung zwischen jeweils Einnahmen- und Ausgabenkategorien und Konjunkturmaßen sowie zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur zu untersuchen, wurden im Folgenden Streudiagramme angefertigt.

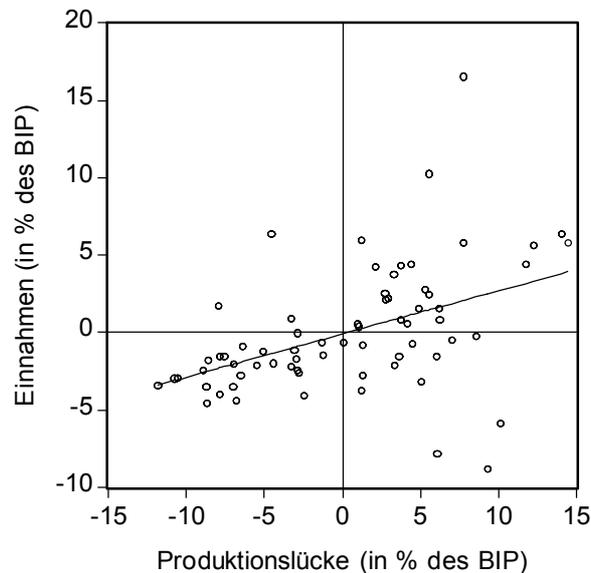
**Abbildung 57: Streudiagramm: Auslastungsgrad und Nachfrageimpuls**

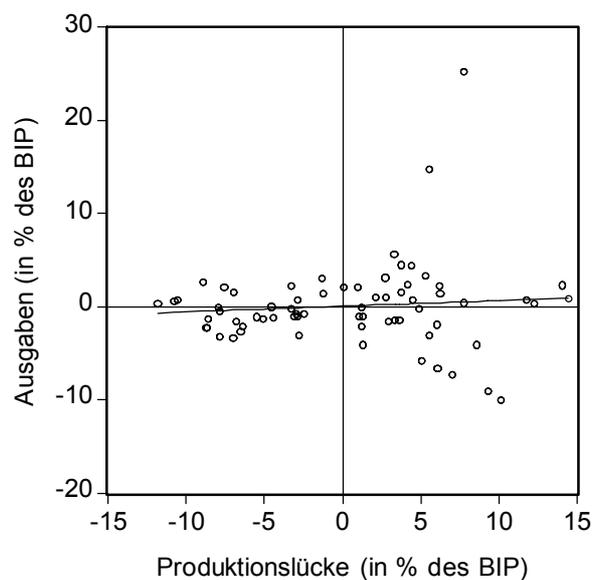


Das Streudiagramm zwischen der Produktionslücke (Auslastungsgrad) und dem Nachfrageimpuls bestätigt die insgesamt leicht negative Beziehung zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur in Japan.

Bei der getrennten Untersuchung von Ausgaben und Einnahmen zeigt sich eine leicht positive Korrelation zwischen den Einnahmen und der Konjunktur sowie eine – vor allem im Vergleich zu Deutschland und USA – leicht positive, d. h. prozyklische Beziehung zwischen den Ausgaben und der Konjunktur. Allerdings ist diese Beziehung sehr schwach.

**Abbildung 58: Zyklische Komponente der Einnahmen und Konjunktur**

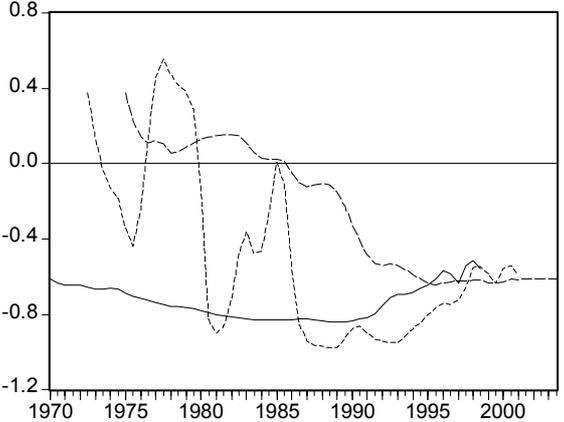
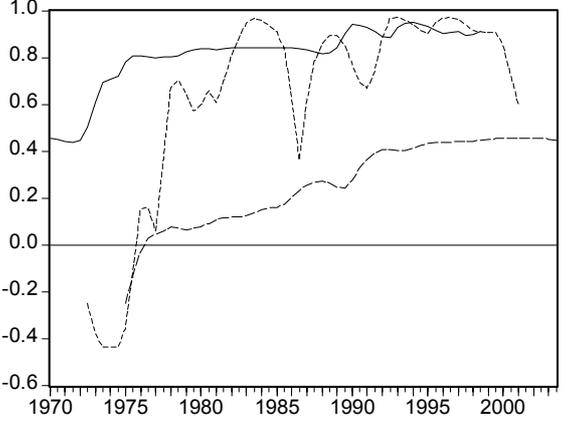
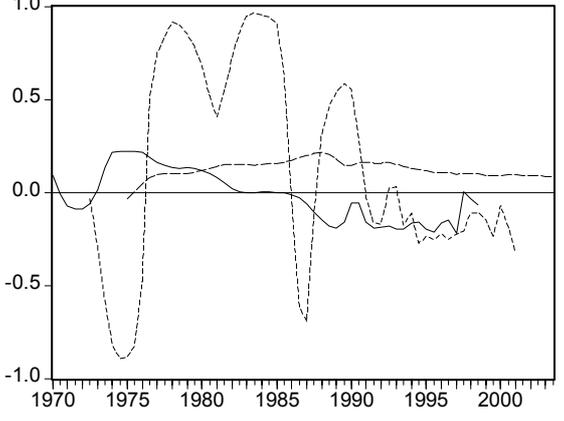


**Abbildung 59: Zyklische Komponente der Ausgaben und Konjunktur**

Darum wird die Stabilität der Beziehungen im Zeitablauf wieder mit Hilfe von rollenden und rekursiv geschätzten Korrelationskoeffizienten untersucht.<sup>72</sup> Die Analyse zeigt, dass die Beziehungen keineswegs stabil sind.

---

<sup>72</sup> Siehe Appendix.

<p><b>Korrelation zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur</b></p>	
<p><b>Korrelation zwischen Einnahmen und Konjunktur</b></p>	
<p><b>Korrelation zwischen Ausgaben und Auslastungsgrad</b></p>	
<p><b>Erläuterung:</b></p> <p>--- Korrelationskoeffizient rekursiv vorwärts</p> <p>----- Korrelationskoeffizient mit rollendem Fenster</p> <p>——— Korrelationskoeffizient rekursiv rückwärts</p>	

Während die Beziehung zwischen Einnahmen und Konjunktur weitgehend unverändert blieb, hat sich die Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen bzw.

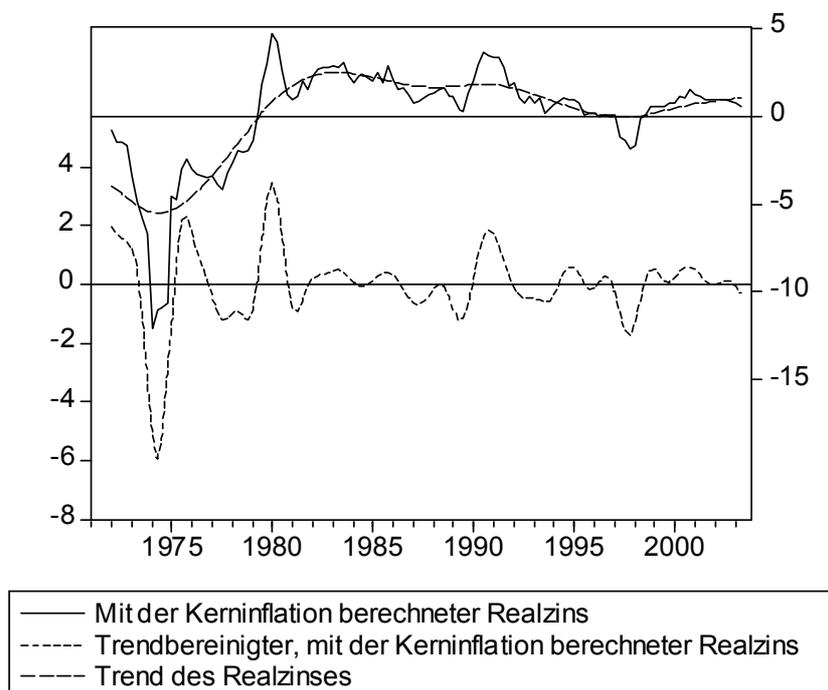
Ausgaben zur Konjunktur seit den 80er Jahren deutlich geändert. herrscht zuvor noch eine Tendenz zur prozyklischen Ausgabenpolitik (was auch prozyklische Nachfrageimpulse mit sich brachte), wurde danach stärker antizyklisch agiert.

### 4.3 Ökonometrische Analyse der japanischen Geldpolitik

#### 4.3.1 Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"

Der kurzfristige Zins ist das wichtigste Instrument der Geldpolitik. In dem Maße, wie die Preise kurzfristig rigide sind, kann die Zentralbank mit ihm den Realzins beeinflussen. Oftmals wird der kurzfristige Realzins im Verhältnis zu seinem Durchschnitt als Maß für den Restriktionsgrad der Geldpolitik benutzt. Allerdings kann sich auch die Höhe seines Durchschnitts historisch verschieben. Deshalb wurde hier ein Realzins als Differenz aus kurzfristigem Nominalzins (Official Discount Rate) und Kerninflationsrate berechnet und danach zusätzlich trendbereinigt.

**Abbildung 60: Mit der Kerninflation berechneter, trendbereinigter Realzins in Japan**



Hier tritt ein Problem auf, wie es schon bei dem ersten lohnpolitischen Indikator zu erkennen war. Die Trendbereinigung führt dazu, dass der Realzins zu Ende der 90er Jahre als weitgehend "neutral" ausgewiesen wird, obwohl Japan weiterhin in einer

Deflation verharrte. Im Rahmen obiger Methode ist dieses Problem nicht zu beheben – die Interpretation daher schwierig.

### 4.3.2 Ausrichtung nach der Methode „Taylor-Regel“

#### 4.3.2.1 GMM-Schätzung der Koeffizienten und Strukturbruchttests

Die im Methodenteil genauer beschriebene Schätzung der Koeffizienten der Taylor-Regel von 1960 bis 2003 folgt für Japan folgendem transformiertem Modell

**Gleichung 18** 
$$i_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$
mit 
$$\varepsilon_t = (1 - \rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t.$$

Die Zinsen werden somit in Abhängigkeit von der erwarteten Inflationsrate und der Konjunkturlage gesetzt; die zusätzliche Variable  $\sigma_t$  gibt den Einfluss des Wechselkurses an. Aufgrund der Abhängigkeit des Fehlerterms von den Regressoren im obigen Modell wurde die Gleichung mit Hilfe der verallgemeinerten Momentenmethode (GMM) – also mit Instrumentenvariablen – geschätzt.<sup>73</sup> Instrumentenvariablen bedeutet hier, dass man miteinander hoch korrelierte Variable durch als exogen angenommene erklärende Variable ersetzt, um das Endogenitätsproblem zu lösen. Hier wurden zurückliegende Werte von Inflation, Produktionslücke, Wechselkurs und Zins benutzt.<sup>74</sup>

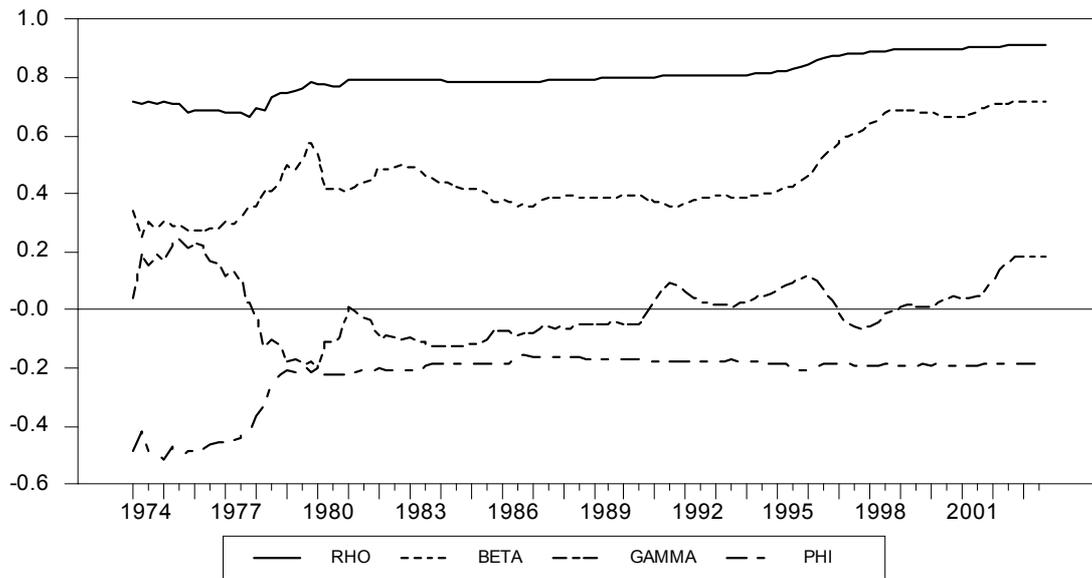
Die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss des Output Gap),  $\Phi$  (Einfluss des Wechselkurses) und  $\rho$  (Anpassungsgeschwindigkeit) der Taylor-Gleichung wurden auf drei Arten geschätzt: Zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.<sup>75</sup> Die Schätzung für den gesamten Zeitraum lieferte folgende Ergebnisse:

<sup>73</sup> Vgl. den entsprechenden Abschnitt im methodischen Teil für detaillierte Erläuterungen.

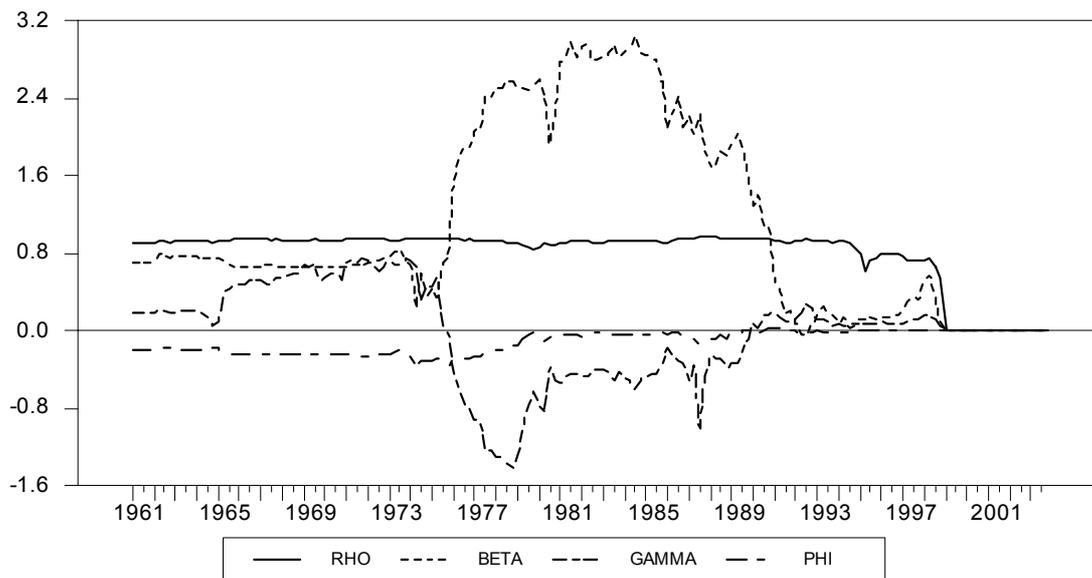
<sup>74</sup> Die Konjunkturgröße wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters berechnet.

<sup>75</sup> Zur Durchführung rekursiver und rollender Schätzungen siehe bitte die Ausführungen zur Schätzung der fiskalpolitischen Korrelationskoeffizienten im Methodenteil.

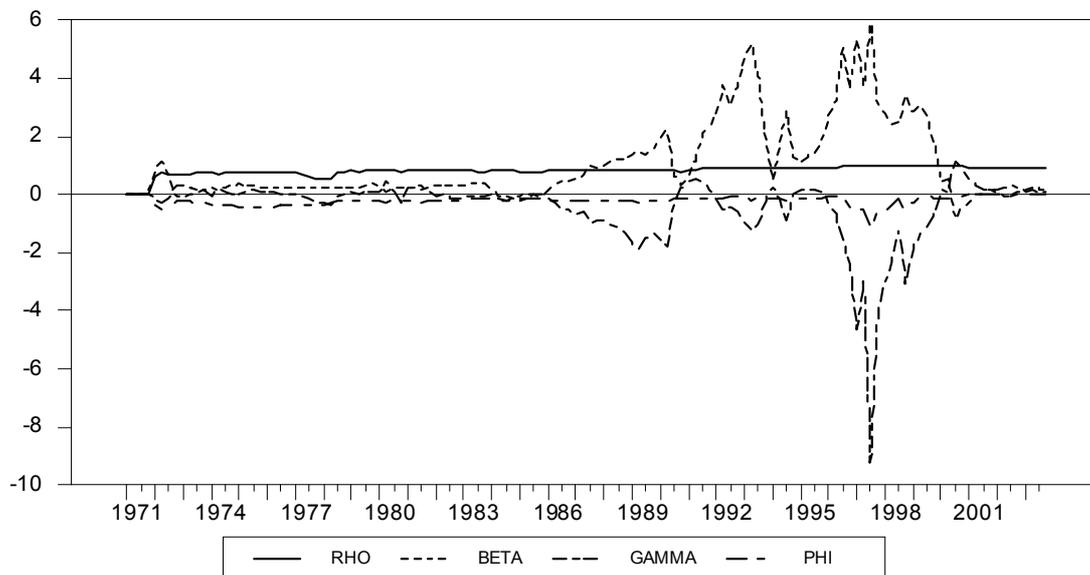
**Abbildung 61: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel in Japan (rekursiv, vorwärts)**



**Abbildung 62: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel in Japan (rekursiv, rückwärts)**



**Abbildung 63: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel in Japan, (rollendes 10-Jahres-Fenster)**



Die Ergebnisse der rekursiven Schätzungen zeigen an, dass in Japan zwei Perioden struktureller Veränderungen in der Geldpolitik gegeben hat. Zuerst um 1980 herum als es weltweit eine Hochzinsphase gab und auch in Japan die Zinsen zur Brechung von Inflationserwartungen hoch gehalten wurde (erkennbar an Sprüngen in den Koeffizienten bei den rückwärts gerichteten Schätzergebnissen). Die andere Phase größerer struktureller Änderungen beginnt Anfang der 90er Jahre (erkennbar v.a. in den rollenden Schätzungen).

Ab Anfang der 1990er Jahre lässt die sich andeutende Deflationssituation einen stabilen Zusammenhang zwischen Preis- und Zinsniveau verschwinden, was auch die Koeffizienten der rollenden 10-Jahres-Schätzung zeigen. Es wird deshalb an dieser Stelle lediglich die Schätzung eines davor liegenden Zeitraumes gezeigt; sonstige Tests und Statistiken finden sich im Appendix.<sup>76</sup>

Die Schätzergebnisse (Standardfehler in Klammern) für den ersten Zeitraum sind folgende.<sup>77</sup>

<sup>76</sup> Wir haben keine plausible Beziehung im linearen Modell gefunden.

<sup>77</sup> Der rho-Koeffizient ist die Summe der AR-Koeffizienten.

Zeitraum	Ergebnisse
1962:1 bis 1987:4	$i_t = (1 - 0,79) \left[ \begin{array}{ccc} 5,40 + 0,38 \pi_{t+k} - 0,06 x_t - 0,16 \sigma_t \\ (0,85) \quad (0,13) \quad (0,29) \quad (0,05) \end{array} \right] + 1,12 i_{t-1} - 0,33 i_{t-2} + \varepsilon_t$

Der Koeffizient vor der Inflation ( $\beta$ ) liegt dabei bei ca. 0,4, der Koeffizient vor dem Wechselkurs ( $\Phi$ ) ist leicht negativ, was dem theoretischen Vorurteil entspricht, dass eine Währungsaufwertung mit Deflationstendenzen und daher sinkenden Zinsen einhergeht. Für Japan lässt sich dieser Zusammenhang leicht durch einen Blick auf **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** bestätigen. Dass der Koeffizient vor der Produktionslücke ( $\gamma$ ) nahe Null und auch nicht signifikant geschätzt wurde, lässt auf eine sehr untergeordnete Rolle der Produktionslücke in der japanischen Geldpolitik schließen.

Eine genauere Analyse des zeitlichen Verhaltens der Koeffizienten der Taylor-Regel wird das Zustandsraummodell liefern.

#### 4.3.2.2 Zeitvariable Schätzung durch ein Zustandsraummodell

Die Schätzungen mit der GMM-Methode liessen erkennen, dass die Koeffizienten der Taylor-Regel im Zeitablauf recht instabil sein könnten. Deshalb wurde als zusätzliche Methode eine Taylor-Regel als Zustandsraummodell oder Modell mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt.<sup>78</sup> Damit soll die Veränderung der Inflations-, Wechselkurs- und Konjunkturereagibilität der Zentralbank gemessen werden und als Anhaltspunkt für die Phaseneinteilung der Geldpolitik dienen. Auch dieses Modell sollte – wie auch bei der vorhergehenden GMM-Schätzung – mit vorwärtsgerichteten Erwartungen geschätzt werden.<sup>79</sup> Das Modell hat folgende Form:

Beobachtungsgleichung:

$$i_t = (1 - \rho) [\alpha + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t] + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^\lambda)$$

$$1. \text{ Zustandsgleichung: } \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$$

$$2. \text{ Zustandsgleichung: } \gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, e^\eta)$$

$$3. \text{ Zustandsgleichung: } \theta_t = \theta_{t-1} + \varsigma_t \quad \varsigma_t \sim N(0, e^\kappa)$$

<sup>78</sup> Die Koeffizienten bezüglich der Inflation und Konjunktur können gewisse Zustände annehmen. Die Zustände sind per Annahme recht persistent (Modellierung als "random walk") aber ändern sich im Zeitablauf. Vgl. die detaillierten Ausführungen im Methodik-Teil.

<sup>79</sup> Vgl. die detaillierteren Ausführungen im Methodik-Teil.

Da die Inflationserwartungen nicht bekannt sind, wurden sie über ein VAR-Modell jeweils für 4 Quartale im Voraus "out of sample" geschätzt, wobei angenommen wird, dass die erwartete Inflation von ihren eigenen Verzögerungen, dem Wachstum des BIP, der Call Money Rate als kurzfristigem Marktzinssatz sowie einem Indikator für eine allgemeine Preisveränderung (Petroleum Price Index des IMF) abhängt. Da für das gesamte Sample kein stabiles VAR geschätzt werden konnte, wurde das Sample nach einer Residuenanalyse um 1982:1 gesplittet und getrennte Prognosemodelle für die Zeiträume 1962:2 bis 1981:4 sowie 1982:1 bis 2003:4 erstellt.<sup>80</sup>

Daraufhin wurde das Zustandsraummodell mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt; da mit den Originaldaten aufgrund der problematischen Deflations- und Zinssituation ab Mitte der 80er Jahre keine signifikante Schätzung zu erreichen war und dies möglicherweise auf Veränderungen des gleichgewichtigen Realzinses bzw. der Zielinflationsrate (beides bestimmt die Konstante des Modells) zurückzuführen ist, wurde das Modell mit mittelwertbereinigten Zeitreihen für den Zinssatz, den Wechselkurs und die Inflationserwartung geschätzt (die Produktionslücke ist per definitionem mittelwertbereinigt). Die Schätzung lieferte unter Setzung der Varianz der zweiten Beobachtungsgleichung  $e^{\eta} = 0,01$  nunmehr folgende Ergebnisse.<sup>81</sup>

$$i_t = (1 - 0,72) \left[ \underset{(0,04)}{1,86} + \beta_t E(\pi_{t+k}) + \gamma_t x_t + \theta_t \sigma_t \right] + \underset{(0,04)}{0,72} i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, e^{\frac{-2,16}{(0,20)}})$$

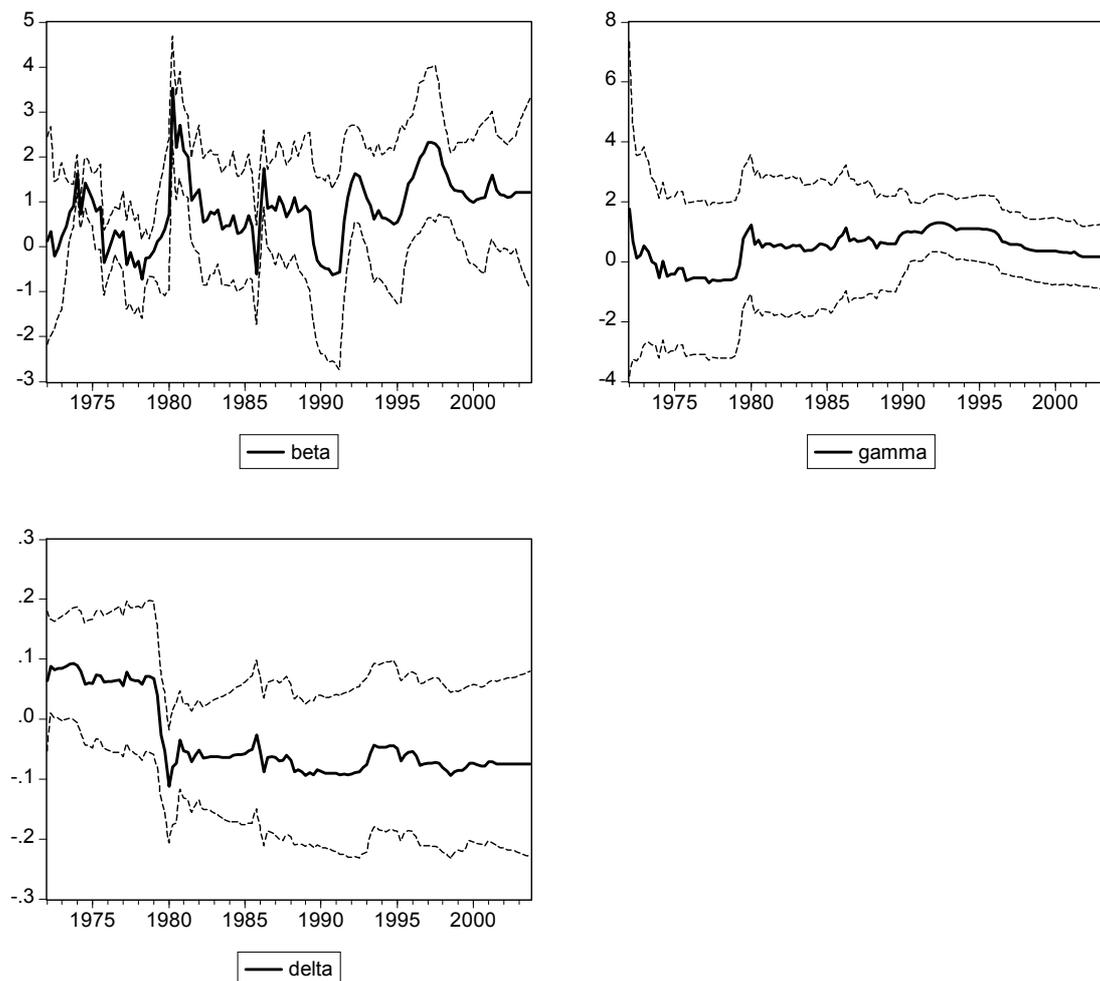
$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad v_t \sim N(0, e^{\frac{-1,73}{(0,22)}})$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varpi_t \quad \varpi_t \sim N(0, 0.11)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varsigma_t \quad \varsigma_t \sim N(0, e^{\frac{-8,68}{(0,61)}})$$

<sup>80</sup> Die Ergebnisse der Schätzung der Inflationserwartung sind im Appendix dargestellt.

<sup>81</sup> Der rho-Koeffizient ist die Summe der AR-Koeffizienten.

**Abbildung 64: Koeffizienten der zeitvariablen Taylor-Regel mit Wechselkurs in Japan**

Die Ergebnisse zur Geldpolitik legen nahe, dass in Japan ein Strukturbruch um 1980 herum stattfand. Offensichtlich ging die Zentralbank – ähnlich wie die Fed unter Paul Volcker – zur Inflationsbekämpfung über, der Koeffizient bezüglich der Inflationsrate steigt. Dies entspricht auf den Ergebnissen der rekursiven Schätzung. Gleichzeitig sinkt der Koeffizient bezüglich des Wechselkurses, d.h. die Zentralbank berücksichtigt ab diesem Zeitpunkt die Inflationswirkung des nominalen Wechselkurses. Der Koeffizient bezüglich des Output Gap ist weitgehend konstant. Interessant ist das Ansteigen des Inflationskoeffizienten im Verlauf der 90er Jahre. dies reflektiert vor allem den Umstand, dass der nominale Zins nicht unter Null sinken kann und in einem inflationären Umfeld dann ein niedriger Zins durchaus restriktiv wirkt.

## 4.4 Ökonometrische Beurteilung der außenwirtschaftlichen Spielräume in Japan

In der vorliegenden Arbeit wird die Außenwirtschaft als "Spielraum" für die übrigen Politikbereiche aufgefasst, nicht als eigenständiger Indikator. Mit einer ökonometrischen Schätzung wurde jedoch untersucht, inwieweit die Geldpolitik von der außenwirtschaftlichen Seite restringiert wird.

Dazu wurde die im Rahmen der geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor Regel um einen nominalen effektiven Wechselkurs erweitert.<sup>82</sup> Es wurde konkret folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>83</sup>

$$i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \delta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Da die Schätzung einer Taylor-Regel für die Beurteilung der japanischen Geldpolitik ohne Zuhilfenahme des Wechselkurses zu keinen plausiblen Ergebnissen führte, wurde auch für diesen Zweck das Modell um den Wechselkurs erweitert. Die Schätzungen zu den Spielräumen der japanischen Außenwirtschaft und Geldpolitik sind also deckungsgleich; die Ergebnisse der außenwirtschaftlichen Beurteilung finden sich daher auch im Kapitel Geldpolitik.

## 4.5 Ökonometrische Beurteilung der lohnpolitischen Ausrichtung in Großbritannien

### 4.5.1 Bestimmung über Trendproduktivität und Zielinflationsrate

Wie im methodischen Teil erläutert, soll sich eine stabilitätsorientierte Lohnpolitik gesamtwirtschaftlich an der mittelfristigen Produktivitätsentwicklung und auch an einer Ziel- oder Trendinflationsrate und nicht an der aktuellen Inflationsrate orientieren. Weder eine mittelfristige Produktivitätsentwicklung noch Ziel- oder Trendinflationsraten sind bekannt. Zwar gibt es seit den 90er Jahren ein Inflationsziel – dieses ist aber als Band ausgestaltet. Deshalb wurden näherungsweise die Zielinflationsrate als rückwärtsgerichteter gleitender Durchschnitt (2 Jahre)

<sup>82</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

<sup>83</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell mit

$\varepsilon_t = (1-\rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder mit der Methode GMM begonnen und es werden Instrumente benutzt.

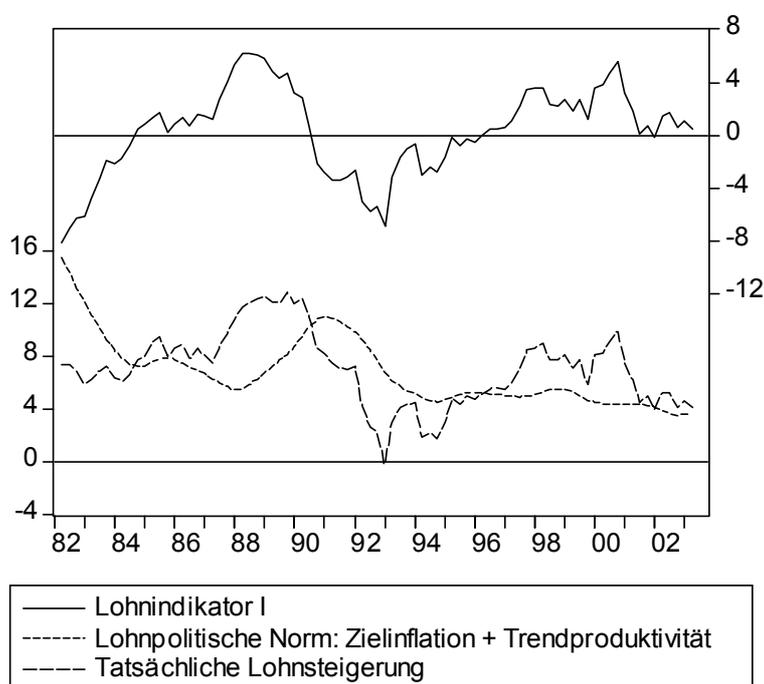
berechnet, die Trendproduktivität wurde über einen Hodrick-Prescott-Filter approximiert.

Wir bezeichnen den sich hieraus ergebenden Indikator in der Untersuchung als lohnpolitischen Indikator I. Er ergibt sich als

$$\dot{W} - \dot{P}_{\text{geglättet}} - \dot{\lambda}_{\text{geglättet}}$$

mit  $\dot{W}, \dot{P}, \dot{\lambda}$  als Veränderungsrate der Löhne, Preise, Produktivität.

**Abbildung 65: Lohnpolitischer Indikator I für Großbritannien**



Wie die Abbildung zeigt, kam es zu Beginn der 90er Jahre zu einer lohnpolitischen Zielverfehlung dergestalt, dass die Wachstumsrate der Nominallöhne hinter dem trendmäßigen Zuwachs von Inflation und Produktivität zurückblieben.

#### 4.5.2 Bestimmung über eine Schätzung der Lohn- und Preisgleichung bei zeitvariablen Schocks

Die Trendbereinigung als einziges Maß für einen lohnpolitischen Indikator ist unbefriedigend, wenn man die Auswirkungen der Löhne auf die Preise untersuchen möchte: Eine Situation, in der die Inflation vor allem und stark vom Lohnwachstum getrieben wird, zeigt ebenso eine Zielverfehlung wie eine Situation, in der ein

negativer Einfluss der Lohnentwicklung auf die Inflation ausgeht. Ein strukturelles Modell ist hier sehr viel besser geeignet, um den Einfluss von lohnbestimmten und nicht-lohnbestimmten Komponenten auf die Inflation zu messen.

Die Modellierung erfolgte wieder über das bekannte Zustandsraummodell.<sup>84</sup>

1. Lohngleichung:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{W} = c_w + \alpha\lambda^w + \beta\dot{P}^e + \gamma(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^\lambda)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0, e^\phi)$

2. Preisgleichung  $\dot{P} = c_p + \delta\dot{W} - \phi\lambda^f + z_t^2 + \varepsilon_p$

3. Lohn-Preis-System:

**Beobachtungsgleichung:**  $\dot{P} - \beta\dot{P}^e - z_t^1 = c_w + c_p + \alpha\lambda^w - \lambda^f + \gamma(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is}$   
 $\varepsilon_{is} \sim N(0, e^\rho)$

**Zustandsgleichung:**  $z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^\sigma)$

Zunächst wurde die Lohngleichung in ihrer oben dargestellten Form ohne Annahmen über die Größe der Varianzen ( $e^\lambda, e^\phi$ ) geschätzt. Allerdings ist das oftmals problematisch. Das zeigte sich auch hier, die Schätzung konvergierte nicht.<sup>85</sup> So wurde in einem nächsten Schritt die Varianz der Zustandsgleichung exogen gesetzt. Dabei ist zu beachten, dass das Varianzverhältnis zwischen Zustands- und Beobachtungsgleichung nicht zu klein wird.<sup>86</sup>

Die geschätzten Ergebnisse für die Lohngleichung lauten wie folgt (Standardfehler in Klammern):

<sup>84</sup> Zur genauen Spezifikation des hier verwendeten Lohn-Preis-Modells und dessen Schätzung über ein Zustandsraummodell siehe Methodenteil. Für die Schätzung wurden folgende Daten verwendet: Die Stundenlöhne ( $W$ ) wurden mit Hilfe der Arbeitnehmerentgelte (Compensation of Employees) und der gearbeiteten Stunden approximiert. Als Produktivität wurde die Stundenproduktivität verwendet, wobei die besten Schätzergebnisse erzielt wurden, wenn für die Produktivität der Arbeitnehmer ( $\lambda^w$ ) ein gleitender Durchschnitt über 15 Perioden (entsprechend 3,75 Jahren) angenommen wurde; es wird unterstellt, dass die Unternehmer die tatsächliche Produktivität kennen. Als Preisindex ( $\dot{P}$ ) wurde der Konsumentenpreisindex verwendet. Für die erwartete Inflation ( $\dot{P}^e$ ) wird als Näherung ein Durchschnitt der Inflation über eineinhalb Jahre angenommen. Als Arbeitslosenrate diente die standardisierte Arbeitslosenrate. Die Arbeitslosenlücke ( $U - U^*$ ) wurde per Hodrick-Prescott-Filter aus der Arbeitslosenrate ermittelt.

<sup>85</sup> Die Modelle werden über Iterationsalgorithmen geschätzt. Falls sich bestimmte Größen nicht mehr ändern, geht man davon aus, das Maximum der Likelihood-Funktion gefunden zu haben. Allerdings sind diese Verfahren vielfach sensitiv bezüglich der Startwerte, wenn die Likelihood-Funktion mehrgipflig ist. Dies deutet auf mehrere lokale Maxima hin.

<sup>86</sup> Die Varianz der Zustandsgleichung wurde mit  $e^\phi = 0,5$  so gesetzt, dass eine signifikante Schätzung durchgeführt werden konnte.

$$\dot{W} = 0,00 + 2,84\lambda^w + 0,58\dot{P}^e - 2,33(U - U^*) + z_t^1 + \varepsilon_w \quad \varepsilon_w \sim N(0, e^{-(0,31)^{0,76}})$$

(1,40)                      (0,34)                      (0,64)

$$z_t^1 = z_{t-1}^1 + v_t \quad v_t \sim N(0,0.5)$$

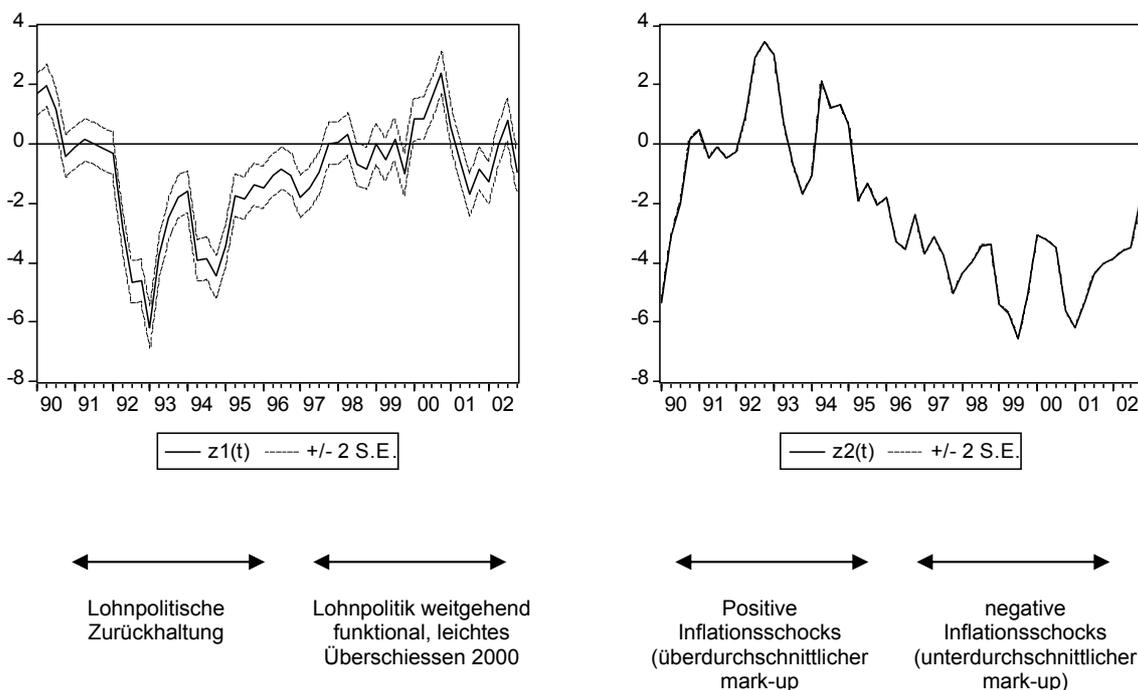
Die Schätzung des Lohn-Preis-Systems mit exogenen Lohnschocks und unter Beibehaltung der Koeffizienten aus der Lohngleichung  $(\alpha, \beta, \gamma)$  lieferte unter Setzung der Varianz der Beobachtungsgleichung  $e^p = 0,005$  folgendes Ergebnis:

$$\dot{P} - 0,58\dot{P}^e - z_t^1 = -1,43 + 2,84\lambda^w - \lambda^f - 2,33(U - U^*) + z_t^2 + \varepsilon_{is} \quad \varepsilon_{is} \sim N(0,0.05)$$

$$z_t^2 = z_{t-1}^2 + u_t \quad u_t \sim N(0, e^{(0,19)^{0,30}})$$

Interessant sind für unsere Zwecke die Verläufe der beiden Prozesse  $z_t^1$  und  $z_t^2$ , d.h. für die beiden "Gleichgewichtsabweichungen" von den langfristigen strukturellen Gleichungen oder "Schocks". Sie sind in der unteren Abbildung dargestellt.

**Abbildung 66: Lohn-Preis-Modell für Großbritannien: Schätzungen für  $z_t^1$  und  $z_t^2$**



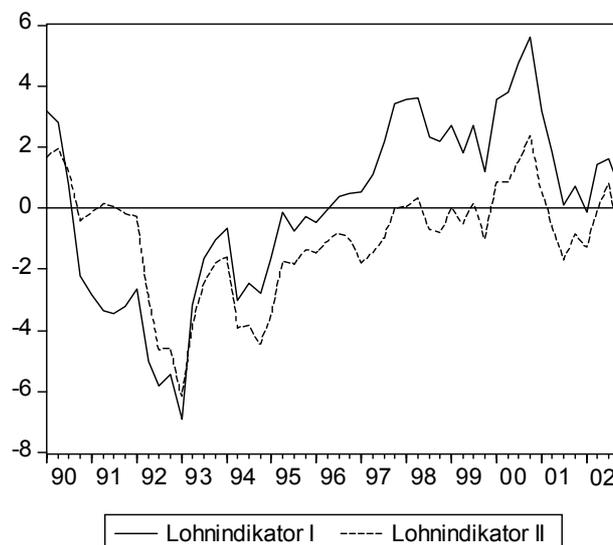
Die Ergebnisse zeigen für die Periode zwischen 1990 und 1995 eine Phase, die durch die Gleichzeitigkeit lohnpolitischer Zurückhaltung und immer noch anhaltender positiver Inflationsschocks geprägt war. Ab Mitte der 90er Jahre dreht sich diese

Konstellation um. Während die gut laufende Konjunktur es der Lohnpolitik erlaubt, auf einen funktionalen Pfad zurückzukehren, gehen von den nicht-lohnbedingten Inflationskomponenten negative Impulse aus, die den Preisauftrieb dämpfen. Ein wichtiger Grund dürfte in der Wechselkursentwicklung des Pfundes zu suchen sein.

### 4.5.3 Diskussion der Ergebnisse

Der Vergleich der beiden Methoden zeigt, dass beide Methoden im Kern ähnliche Ergebnisse liefern. In Abbildung 10 ist die Abweichung der tatsächlichen Lohnzunahme von der Trendproduktivität und Zielinflationsrate (Indikator I) und  $z_t^1$  aus der Lohn-Preis-Schätzung (Indikator II) dargestellt.

**Abbildung 67: Vergleich der Lohnindikatoren für Großbritannien**



Der auffälligste Unterschied zwischen beiden Methoden liegt in der Beurteilung der lohnpolitischen Funktionalität in der zweiten Hälfte der 90er Jahren. Während die Methode I (Trendbereinigung) eine dysfunktionale (überschiessende) Entwicklung anzeigt, führt die Beurteilung über Methode II zu einem anderen Bild. Hier erscheint die Lohnpolitik funktional. Ein wichtiger Erklärungsgrund für einen solchen Unterschied dürfte in der Berücksichtigung der Arbeitslosigkeit für die Lohnentwicklung in der modellgestützten Analyse zu suchen sein. Während Methode I die recht hohen Nominallohnabschlüsse als destabilisierend einstufen würde, erklärt Methode II einen beträchtlichen Teil der Lohnentwicklung über den Einfluss der sinkenden Arbeitslosigkeit auf die Löhne. Der Lohnentwicklung steht also eine

entsprechende Beschäftigungsausweitung gegenüber, was systemimmanent in das obige Modell einfließt und deshalb keine lohnpolitische Zielverfehlung darstellt.

## 5 Das Regime in Großbritannien

### 5.1 Ökonometrische Beurteilung der fiskalpolitischen Ausrichtung in Großbritannien

Um eine Beurteilung der britischen Fiskalpolitik bezüglich ihrer Funktionalität vornehmen zu können, wurde in einem ersten Schritt die antizyklische Orientierung – und Abweichungen davon – über eine Analyse der zeitgleichen Korrelation ermittelt.<sup>87</sup>

Für die Beurteilung der konjunkturellen Effekte wurden zunächst trendbereinigte Werte errechnet. Die Produktionslücke wurde hier mit Hilfe eines asymmetrischen Band-Pass-Filters bis 2003 bestimmt.<sup>88</sup> Staatliche Einnahmen und Ausgaben wurden mit dem Hodrick-Prescott-Filter geglättet.

Zur Beurteilung der fiskalpolitischen Impulse (restriktiv/negativ) Großbritanniens wurde wie auch bei den anderen untersuchten Ländern ein Nachfrageimpuls definiert, der sich aus den trendbereinigten Ausgaben und Einnahmen des Staates zusammensetzt (jeweils in Prozent des Bruttoinlandsprodukts):

D.h.

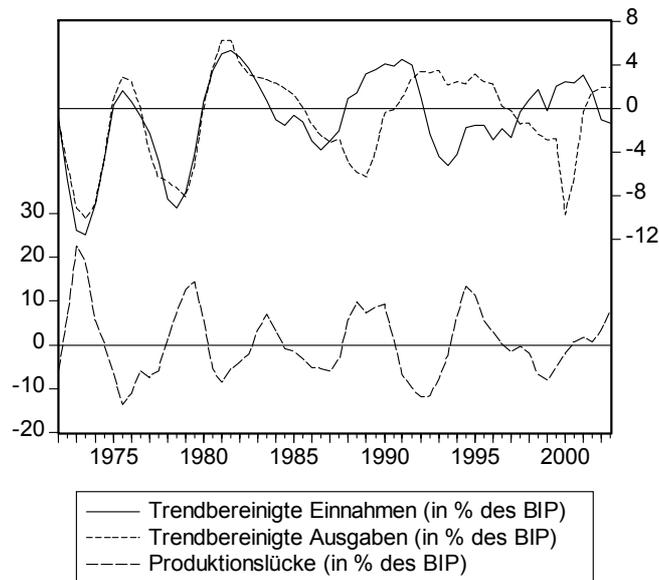
$$\text{NACHFRAGEIMPULS} = (G_{\text{zyklisch}} - NT_{\text{zyklisch}}) / Y_{\text{nominal}} * 100$$

mit G für Ausgaben und NT für Einnahmen.

Diskutieren wir zunächst den Verlauf der Ausgaben und Einnahmen im Zeitablauf unter Berücksichtigung der konjunkturellen Entwicklung.

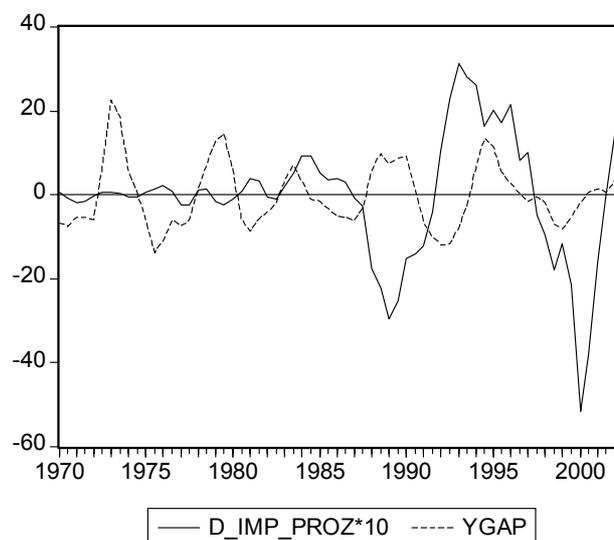
<sup>87</sup> Zur Erinnerung: Ist der Betrag der Korrelation hoch, gibt es einen starken Gleichlauf zwischen den betrachteten fiskalischen Größen und der Wirtschaftsentwicklung. Positive bzw. negative Vorzeichen kennzeichnen einen entsprechend gleichgerichteten oder entgegengerichteten Effekt. Außerdem ist zu erwarten, dass die Korrelation v. a. über die Einnahmeseite stark ist, wenn der Staat die automatischen Stabilisatoren wirken lässt. Die Einnahmen sollten insgesamt volatilere sein als die Ausgaben.

<sup>88</sup> Vgl. Christiano/Fitzgerald (2003) und die Ausführungen im Methodenteil. Letztlich ist die Wahl der Filter immer beliebig. Hier wurde der Band-Pass-Filter benutzt, da er plausiblere Ergebnisse liefert.

**Abbildung 68: Fiskalische Einnahmen und Ausgaben und Konjunktur**

Bei der Betrachtung der Zeitreihen fällt auf, dass Einnahmen und Ausgaben in den 70er und 80er Jahren ein völlig anderes Muster bezüglich der Konjunktur gezeigt haben als seitdem. Während zuvor Ausgaben und Einnahmen sich gegenläufig zur Konjunktur bewegten, verändert sich die Beziehung ab 1980. Trendbereinigte Einnahmen entwickeln sich jetzt weitgehend mit der Konjunktur, während die die trendbereinigten Ausgaben sich über weite Strecken gegenläufig entwickeln.

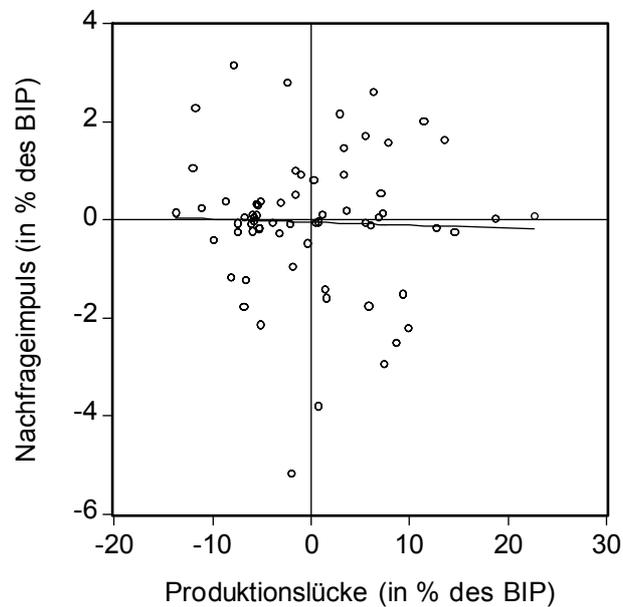
In einem nächsten Schritt untersuchten wir den Zusammenhang zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur.

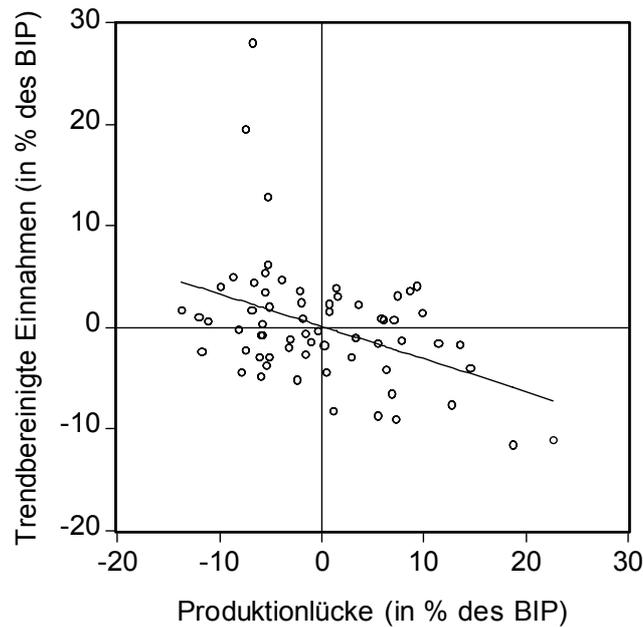
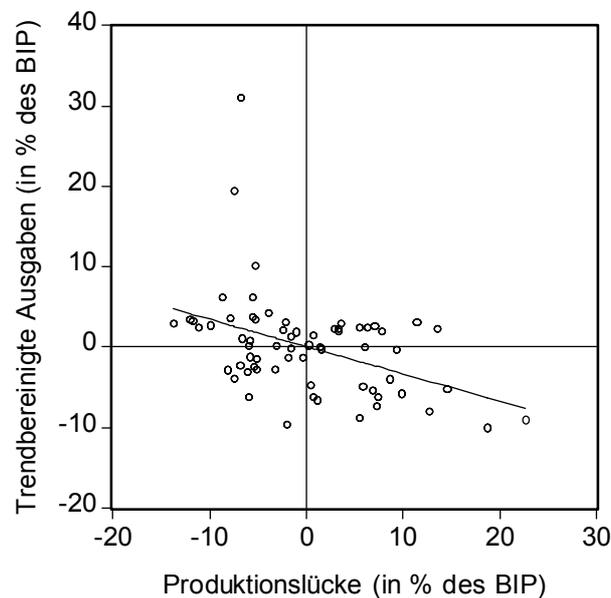
**Abbildung 69: Fiskalpolitische Nachfrageimpulse und Konjunktur (Produktionslücke)**

Hier gibt es zwei Besonderheiten, die auffallen: Einerseits hat die Variabilität der finanzpolitischen Impulse insgesamt zugenommen – der Finanzpolitik scheint also insgesamt eine höhere Bedeutung zuzukommen. Gleichzeitig scheint es in den 90er Jahren zwei Phasen (1995 bzw. 2000) gegeben zu haben, in denen die Nachfrageimpulse möglicherweise prozyklisch gewirkt haben.

Um die Stärke der Beziehung zwischen jeweils Einnahmen- und Ausgabenkategorien und Konjunkturmaßen sowie zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur zu untersuchen, wurden Streudiagramme angefertigt.

**Abbildung 70: Streudiagramm: Auslastungsgrad und Nachfrageimpuls**



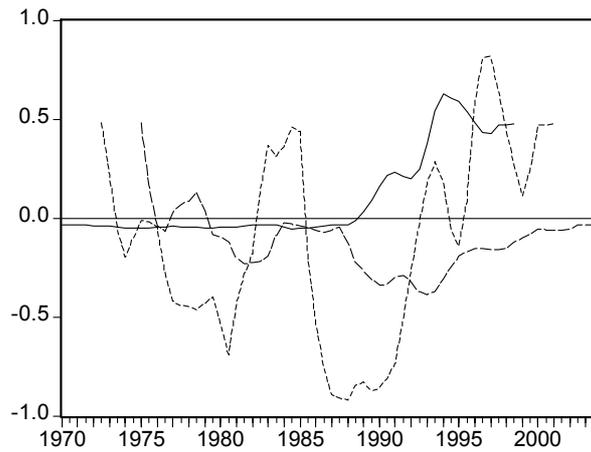
**Abbildung 71: Zyklische Komponente der Einnahmen und Konjunktur****Abbildung 72: Zyklische Komponente der Ausgaben und Konjunktur**

Die Streudiagramme zeigen, dass – über den gesamten betrachteten Zeitraum gerechnet – der Zusammenhang zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur schwach ist. Der Zusammenhang zwischen Ausgaben und Konjunktur ist schwach negativ und damit durchaus als funktional zu bewerten, wohingegen der Zusammenhang zwischen Einnahmen und Konjunktur – über den Gesamtzeitraum –

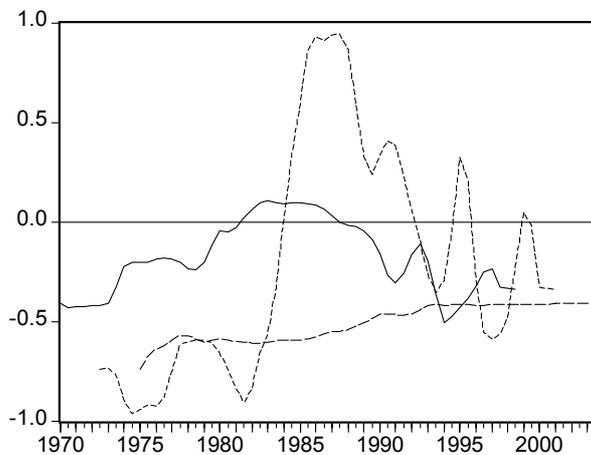
das falsche Vorzeichen aufweist. Allerdings deutet vieles daraufhin, dass dies Ausdruck sich im Zeitablauf verändernder Beziehungen gewesen ist.

In einem nächsten Schritt wird deshalb wieder die Stabilität der Beziehungen im Zeitablauf mit Hilfe von rollenden und rekursiv geschätzten Korrelationskoeffizienten untersucht. Die Analyse bestätigt die Vermutung, dass die Beziehungen nicht stabil sind.

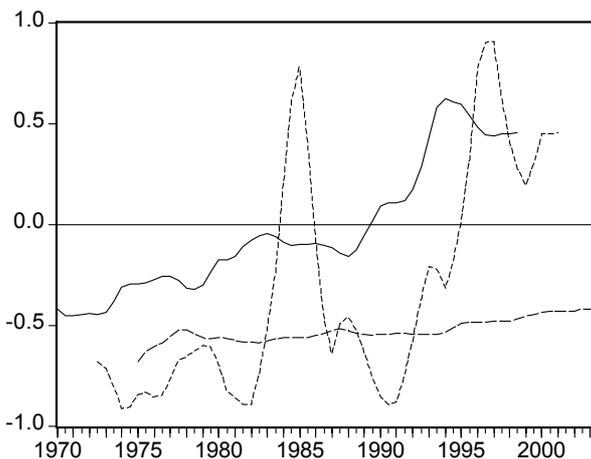
**Korrelation zwischen Nachfrageimpuls und Konjunktur**



**Korrelation zwischen Einnahmen und Konjunktur**



**Korrelation zwischen Ausgaben und Auslastungsgrad**



**Erläuterung:**

- — — Korrelationskoeffizient rekursiv vorwärts
- - - - - Korrelationskoeffizient mit rollendem Fenster
- Korrelationskoeffizient rekursiv rückwärts

Die Analyse der Korrelationskoeffizienten zeigt, dass die Beziehung zwischen Nachfrageimpulsen und Konjunktur in Großbritannien sich gewandelt hat.

- Während diese Beziehung in den frühen 80er Jahren und vor allem um 1990 herum stark negativ war, scheint sie in der zweiten Hälfte der 90er Jahre positiv zu sein.
- Die Beziehung zwischen Ausgaben und Konjunktur scheint in der Tendenz negativ zu sein, wenngleich es hier Hinweise darauf gibt, dass die Beziehung in den 90er Jahren positiv wurde.
- Erstaunliche Schwankungen gibt es auch bei der Korrelation der Einnahmen mit der Konjunktur. Insgesamt gibt die Fiskalpolitik in Großbritannien das Bild einer stark von diskretionären Entscheidungen geprägten Politik.

## **5.2 Ökonometrische Beurteilung der geldpolitischen Ausrichtung in Großbritannien**

### **5.2.1 Ausrichtung nach Methode "Realzins mit Band-Pass-Filter"**

Der kurzfristige Zins ist das Instrument der Geldpolitik. In dem Maße, wie die Preise kurzfristig rigide sind, kann die Zentralbank mit ihm den Realzins beeinflussen. Oftmals wird der kurzfristige Realzins im Verhältnis zu seinem Durchschnitt als Maß für den Restriktionsgrad der Geldpolitik benutzt. Allerdings kann sich auch die Höhe seines Durchschnitts historisch verschieben. Deshalb wurde hier ein Realzins als Differenz aus Nominalzins und Kerninflationsrate berechnet und danach trendbereinigt.

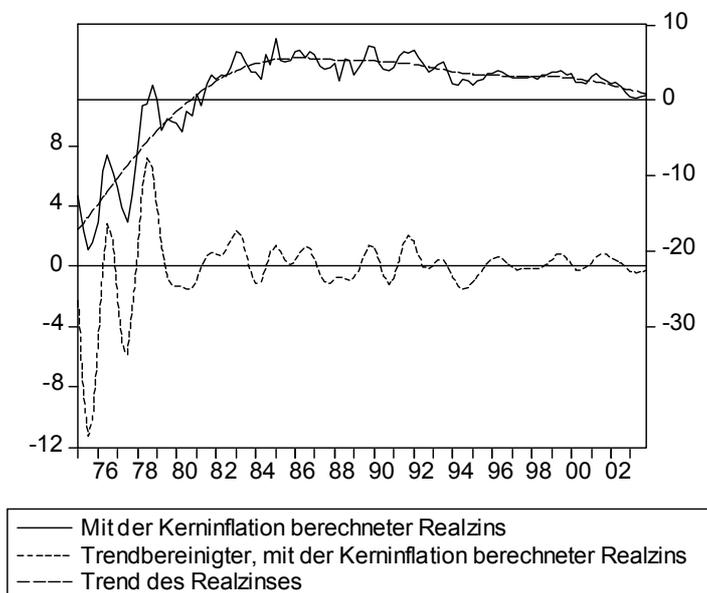
Die Extraktion der konjunkturellen Komponente des Realzinses lieferte die in der

Abbildung 18 dargestellten Ergebnisse. Als kurzfristiger Nominalzins wurde dabei die Treasury Bill Rate verwendet.<sup>89</sup>

---

<sup>89</sup> Die Bank of England änderte während der betrachteten Periode mehrmals ihr Zinsinstrument; die Treasury Bill Rate zeigt jedoch zu allen verwendeten Instrumenten einen sehr ähnlichen Verlauf (vgl. Nelson 2000).

**Abbildung 73: Mit der Kerninflationsrate berechneter Realzins in Großbritannien (bereinigt mit BP-Filter)**



Es zeigt sich, dass die Amplitude der Realzinsschwankungen in Großbritannien seit den 70er Jahren deutlich geringer geworden ist. Außerdem scheint die Bank of England eine deutlich aktive Geldpolitik betrieben zu haben, die Wechsel zwischen leicht restriktiven und expansiven Perioden haben einen geringen Abstand. Dies ist kompatibel mit der in der Literatur (z.B. Nelson, 2000) vielfach gefundenen Aussage, dass es mehrere Paradigmenwechsel in der britischen Geldpolitik bis 1992 gab. Danach ging die Bank of England zur direkten Inflationssteuerung über.

## 5.2.2 Ausrichtung nach Methode "Taylor-Regel"

### 5.2.2.1 GMM-Schätzung der Koeffizienten und Strukturbruchttests

Die Schätzung der Koeffizienten der Taylor-Regel erfolgt wie im Methodenteil beschrieben. Da die britische Zinspolitik seit den siebziger Jahren von mehreren Paradigmenwechseln geprägt war, kann jedoch keine einheitlich spezifizierte Regel, wie sie ursprünglich von Taylor formuliert wurde, für den gesamten Zeitraum gefunden werden. Statt dessen werden – je nach geltendem Regime – in einzelnen Perioden zusätzliche Variablen wie die Geldmenge  $M4^{90}$  und der deutsche Zinssatz in die Regel aufgenommen; die Spezifikationen lehnen sich dabei an bereits in der

<sup>90</sup> Verwendet wurde die Quartalswachstumsrate von  $M4$  (Verbindlichkeiten gegenüber den privaten Haushalten; saisonbereinigt).

Literatur existierende Schätzungen an.<sup>91</sup> Das zu schätzende Maximalmodell ist folgendermaßen spezifiziert:

$$i_t = (1-\rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta m_t + \lambda i_t^D] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{mit } \varepsilon_t = (1-\rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(m_t) - m_t] + \lambda[E_t(i_t^D) - i_t^D]\} + u_t.$$

Die Zinsen werden somit in Abhängigkeit von der erwarteten Inflationsrate, der Konjunkturlage, der Geldmenge und dem deutschen Zinssatz gesetzt. Aufgrund der Abhängigkeit des Fehlerterms von den Regressoren im obigen Modell wurde die Gleichung mit Hilfe der verallgemeinerten Momentenmethode (GMM) geschätzt.<sup>92</sup> Es wurden zurückliegende Werte von Inflation, Produktionslücke und britischem sowie deutschem Zinssatz als Instrumente benutzt.<sup>93</sup>

Bei der Schätzung der Taylor-Regel für Großbritannien geht – anders als bei den drei übrigen Länderstudien – nicht die aus dem Konsumentenpreisindex errechnete Inflation ein, sondern diejenige auf Basis des RPIX<sup>94</sup>, der der Bank of England bis zum Jahresende 2003 als Richtgröße für die Inflationsabschätzung diente. Als kurzfristiger Zins wurde die 3-Month Interbank Loans Rate verwendet. Das Konjunkturmaß (Produktionslücke) wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters<sup>95</sup> berechnet.

Anschließend wurden die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke),  $\theta$  (Einfluss der Geldmenge),  $\lambda$  (Einfluss des deutschen Zinssatzes) sowie die Anpassungsgeschwindigkeit  $\rho$  der Taylor-Gleichung mit GMM geschätzt. Um Veränderungen im Zeitablauf zu finden, geschah dies zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.<sup>96</sup>

Die entsprechenden Ergebnisse sind in den unten gezeigten Abbildungen ersichtlich:

<sup>91</sup> Vgl. Clarida/Gali/Gertler (1998) und Nelson (2000).

<sup>92</sup> Vgl. den entsprechenden Abschnitt im methodischen Teil für detaillierte Erläuterungen.

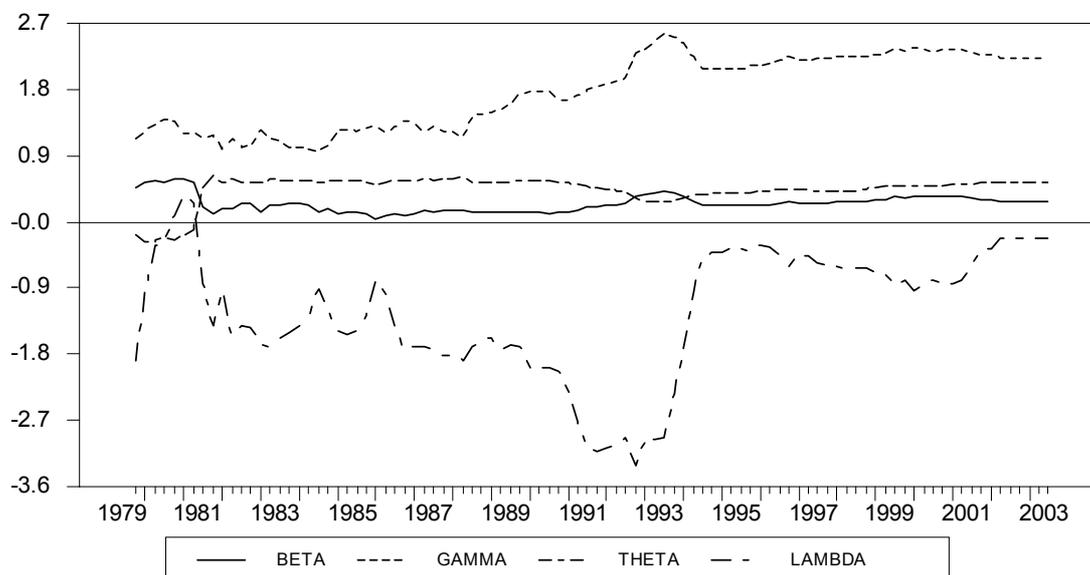
<sup>93</sup> Die Konjunkturgröße wurde mit Hilfe eines Band-Pass-Filters berechnet.

<sup>94</sup> All Items Retail Price Index Excluding Mortgage Interest Payments. Zum Verlauf von CPI-Inflation und RPIX-Inflation siehe Appendix.

<sup>95</sup> Baxter-King (1995).

<sup>96</sup> Zu rekursiven und rollenden Schätzmethoden siehe das im Methodenteil enthaltene Kapitel zur Schätzung fiskalpolitischer Korrelationskoeffizienten.

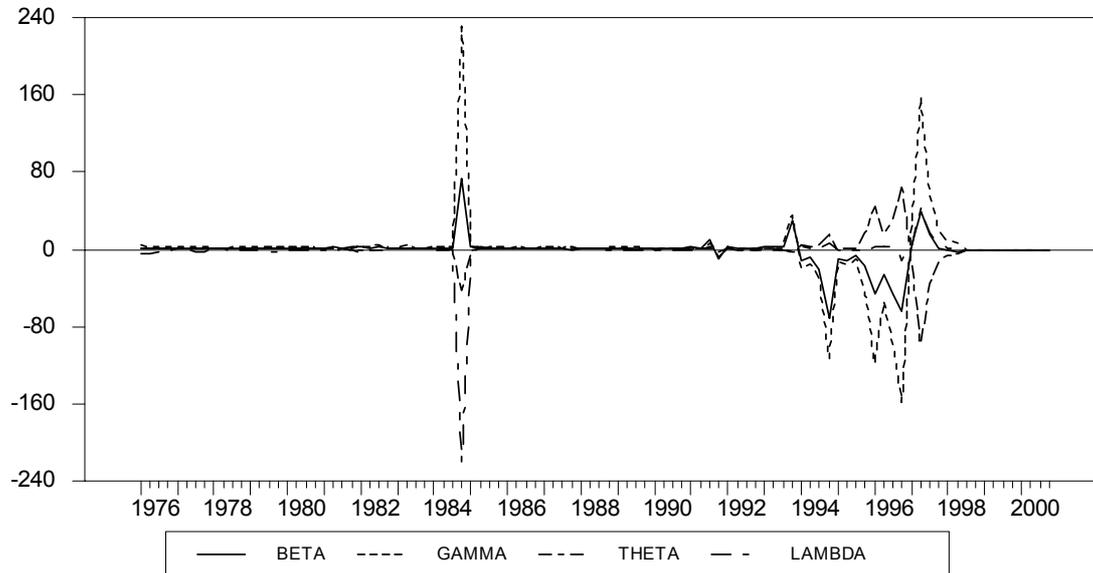
**Abbildung 74: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Großbritannien (rekursiv, vorwärts)**



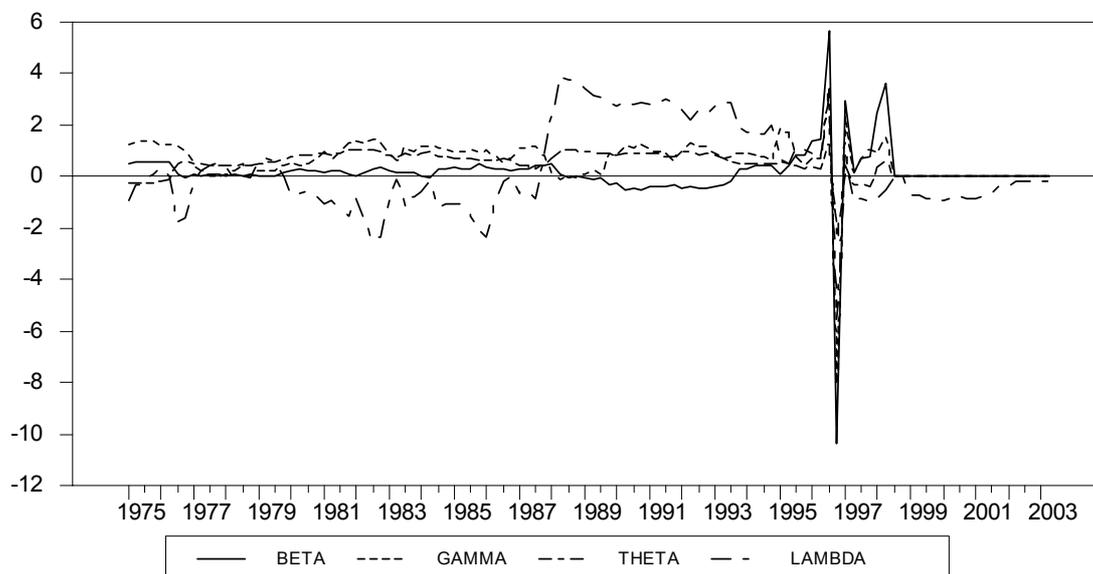
Die vorwärts gerichteten Schätzungen deuten auf Instabilitäten um 1992 herum hin. Sowohl die Koeffizienten  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke),  $\theta$  (Einfluss der Geldmenge), und  $\lambda$  (Einfluss des deutschen Zinssatzes) verändern sich sichtbar.

Wird die Schätzung quasi von hinten aufgerollt, um dem wachsenden Einfluss weiter vom Ursprung entfernter Datenpunkte zu entgehen, zeigen sich Instabilitäten Mitte der 90er Jahre und um 1984 herum. Letzteres deutet auf Veränderungen in der Geldpolitik im Zusammenhang mit der Reformulierung der Geldmengensteuerung hin.

**Abbildung 75: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Großbritannien (rekursiv, rückwärts)**



**Abbildung 76: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Großbritannien (rollendes 10-Jahres Fenster)**



Die Schätzung mit rollendem Zeitfenster zeigt ebenfalls Strukturbrüche Ende der 80er, zu Beginn der 90er Jahre sowie Mitte der 90er Jahre. Undeutlich ist hier zu erkennen, dass der Koeffizient  $\beta$  - die Inflationsaversion der Zentralbank - vor 1990 im Mittel konstant niedriger liegt als danach. Die Ergebnisse decken sich zum Teil

also mit der Tatsache, dass die Bank of England im vierten Quartal 1992 von der Geldmengensteuerung zur direkten Inflationssteuerung überging.

Insgesamt sind die Resultate recht ambivalent. Unter Beachtung der vorliegenden Literatur zur Geldpolitik der Bank of England haben wir aber entschieden, einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit um 1992 anzunehmen. Deshalb wurden nun zwei getrennte GMM-Schätzungen Koeffizienten in beiden Zeiträumen vorgenommen.

Dabei wurde nach dem „General-to-Specific“-Ansatz mit vielen erklärenden Variablen gestartet und für beide Perioden sukzessive diejenigen Variablen aus den Modellen entfernt, deren Koeffizienten sich nicht signifikant von Null unterschieden.<sup>97</sup> Es zeichnen sich für die beiden Perioden so folgende Modelle ab:

Zeitraum	Ergebnis
1979:1 bis 1990:4	$i_t = (1 - 0,59) \left[ \underset{(1,10)}{5,30} + \underset{(0,12)}{0,03} \pi_{t+k} + \underset{(0,32)}{1,05} x_t - \underset{(0,17)}{0,86} m_t \right] + \underset{(0,09)}{0,59} i_{t-1} + \varepsilon_t$
1993:1 bis 2003:2	$i_t = (1 - 0,92) \left[ \underset{(4,63)}{1,77} + \underset{(1,80)}{1,53} \pi_{t+k} \right] + \underset{(0,09)}{1,39} i_{t-1} - \underset{(0,08)}{0,47} i_{t-2} + \varepsilon_t$

In der Gleichung für den ersten Zeitraum haben lediglich die Koeffizienten vor der Produktionslücke und der Geldmenge einen signifikanten Einfluss auf den kurzfristigen Zinssatz; der Koeffizient vor der erwarteten Inflation ist nicht signifikant verschieden von Null. Dies deutet darauf hin, dass die Bank of England sowohl der Konjunktur als auch der Geldmenge als Inflationsindikator ein hohes Gewicht beimaß, nicht jedoch der aus dem RPIX prognostizierten Inflationsrate.

Bei der Schätzung des zweiten Zeitraumes, in dem die Bank of England hauptsächlich Inflationssteuerung (Inflation Targeting) betrieb, stellte sich heraus, dass zwar für den Koeffizienten vor der Inflationsrate ein dem Taylor-Prinzip entsprechender Schätzer gefunden werden kann, der größer als eins ist, dass dieser jedoch nicht signifikant geschätzt wird; die Varianz des Schätzers ist also sehr groß. Man kann daraus schließen, dass zwar die Zentralbank im Mittel der Inflation ein dem Taylor-Prinzip entsprechendes Gewicht gab, sie jedoch den Zinssatz gleichzeitig nicht regelgebunden, sondern sehr diskretionär setzte.

<sup>97</sup> Die Variablen wurden schrittweise entfernt und zwar nach dem Kriterium der kleinsten t-Statistik.

### 5.2.3 Interpretation der ökonometrischen Ergebnisse zur geldpolitischen Ausrichtung in Großbritannien

Dem geneigten Leser wird nicht entgangen sein, dass keine Ergebnisse für die Taylor-Regel mit zeitvariablen Koeffizienten präsentiert werden. Dies liegt schlicht und ergreifend daran, dass es nicht möglich war, stabile Schätzergebnisse zu präsentieren. Ein Grund liegt darin, dass offenbar, die in die geldpolitischen Entscheidungen einflussende Variablenauswahl sich deutlich geändert hat. Spielte die erwartete Inflation als eine die geldpolitischen Entscheidungen leitende Variable vor 1992 kaum eine Rolle, war sie dies danach um so mehr. Ein zweites – möglicherweise interessantes – Ergebnis liegt in der hohen Flexibilität, mit der die Bank of England ihren Kurs verfolgt.

## 5.3 Ökonometrische Beurteilung der außenwirtschaftlichen Spielräume in Großbritannien

### 5.3.1 GMM-Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs

In der vorliegenden Arbeit wird die Außenwirtschaft als "Spielraum" für die übrigen Politikbereiche aufgefasst, nicht als eigenständiger Indikator. Mit einer ökonometrischen Schätzung wurde jedoch untersucht, inwieweit die Geldpolitik von der außenwirtschaftlichen Seite restringiert wird.

Dazu wurde die im Rahmen der geldpolitischen Untersuchung geschätzte Taylor Regel um einen nominalen effektiven Wechselkurs erweitert.<sup>98</sup>

Es wurde konkret folgende Taylor-Regel geschätzt:<sup>99</sup>

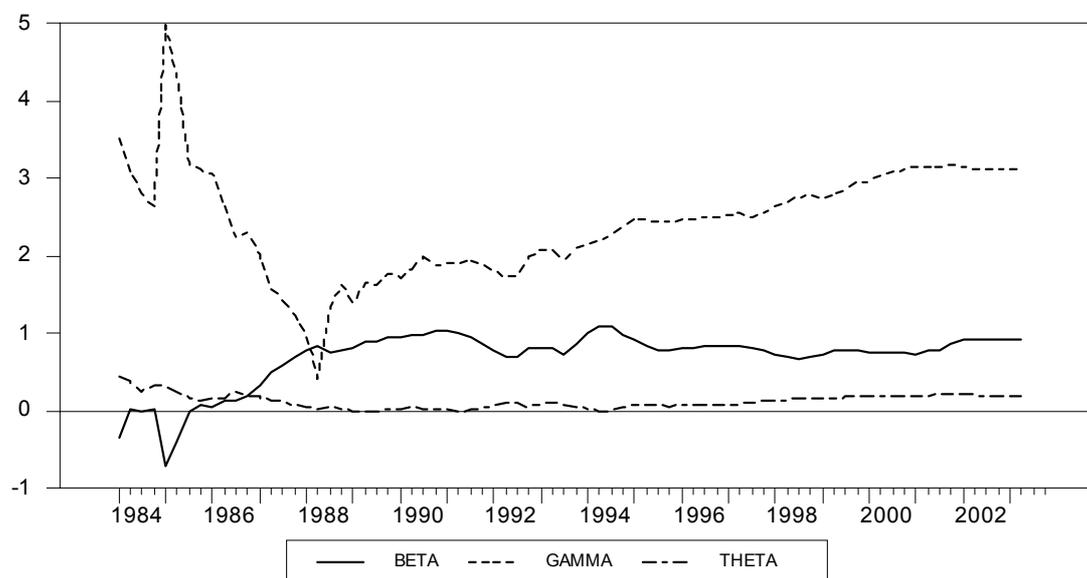
$$\dot{i}_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+k} + \gamma x_t + \theta\sigma_t] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die Notation entspricht der Darstellung im Methodik- bzw. geldpolitischen Teil. Die entscheidende "Neuerung" liegt darin, dass mit  $\sigma_t$  jetzt ein nominaler effektiver Wechselkurs aufgenommen wurde. Die langfristigen Koeffizienten  $\alpha$  (Konstante),  $\beta$  (Einfluss der Inflation),  $\gamma$  (Einfluss der Produktionslücke),  $\theta$  (Einfluss des Wechselkurses) und  $\rho$  (Anpassungsgeschwindigkeit) der Taylor-Gleichung wurden

<sup>98</sup> Vgl. Methodenteil bzw. die Ausführungen im Teil "Ökonometrische Messung der Ausrichtung der Geldpolitik".

auch hier auf drei Arten geschätzt: Zunächst rekursiv vorwärts, dann rekursiv rückwärts und schließlich variabel mit rollendem Zeitfenster.<sup>100</sup>

**Abbildung 77: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Großbritannien (mit Wechselkurs; rekursiv, vorwärts)**



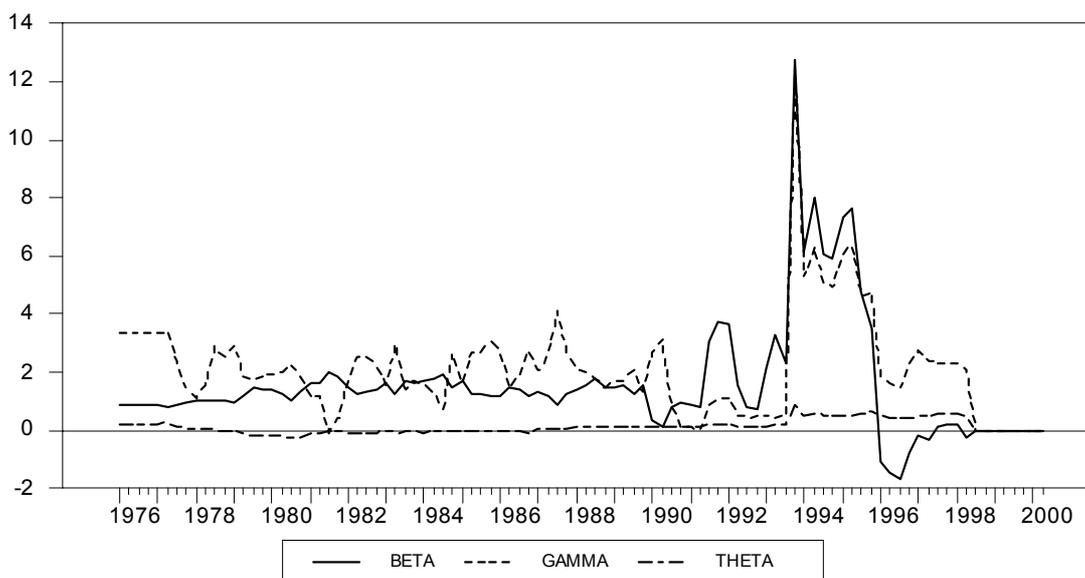
Die Darstellung der Anpassungsgeschwindigkeit  $\rho$  wurde nicht dargestellt, da sie sich im Zeitablauf kaum geändert zu haben scheint. Es zeigt sich, dass der Wechselkurs für Großbritannien durchgehend eine geringere Rolle bei der Zinsentscheidung gespielt hat als die Produktionslücke und die Inflation.

<sup>99</sup> Es gilt das im Methodikteil abgeleitete Modell

mit  $\varepsilon_t = (1-\rho)\{\beta[E_t(\pi_{t+k}) - \pi_{t+k}] + \gamma[E_t(x_t) - x_t] + \theta[E_t(\sigma_t) - \sigma_t]\} + u_t$ . Aufgrund der Abhängigkeit der Fehlerterme von den Koeffizienten, wird wieder GMM verwendet, und es werden Instrumente benutzt.

<sup>100</sup> Zu rekursiven und rollenden Schätzmethoden siehe das im Methodenteil enthaltene Kapitel zur Schätzung fiskalpolitischer Korrelationskoeffizienten.

**Abbildung 78: Verlauf der Koeffizienten der Taylor-Regel für Großbritannien (mit Wechselkurs; rekursiv, rückwärts)**



Auch bei der rückwärts gerichteten Schätzung zeigt sich das geringere Gewicht des Wechselkurses. Hier zeigen sich sehr volatile Koeffizienten, wobei deutlich wird, dass sich ein Strukturbruch zu Beginn der 90er Jahre abspielt. Bis zu diesem Zeitpunkt liegt der Koeffizient  $\beta$  im Mittel unter dem Koeffizienten  $\gamma$ , ein Bild, was sich ca. 1991 jedoch ändert. Ähnliches zeigt sich auch in der rollenden Schätzung.

Entsprechend der Ergebnisse wurden formale Stabilitätstests für die einzelnen Zeiträume 1978:1 bis 1992:4 sowie 1993:1 bis 2003:2 gemacht, die zeigten, dass die Schätzungen innerhalb beider Zeiträume stabil sind, wohingegen das Modell über den gesamten Schätzzeitraum gerade nicht mehr stabil ist.<sup>101</sup>

Insgesamt kann man also auf einen Strukturbruch der Koeffizienten in der Zeit um 1992 schließen, weswegen nun zwei weitere GMM-Schätzungen für die konstanten Koeffizienten in beiden Subsamples vorgenommen wurden. Diese lieferten folgende Ergebnisse:

Zeitraum	Ergebnis
1978:1 bis 1992:4	$\hat{i}_t = (1 - 0,73) \left[ \underset{(2,03)}{8,32} + \underset{(0,27)}{0,46} \pi_{t+k} + \underset{(0,60)}{0,42} x_t - \underset{(0,14)}{0,02} \sigma_t \right] + \underset{(0,07)}{0,73} \hat{i}_{t-1} + \varepsilon_t$
1992:1 bis 2000:4	$\hat{i}_t = (1 - 0,85) \left[ \underset{(4,03)}{-2,70} + \underset{(1,36)}{2,48} \pi_{t+k} + \underset{(0,83)}{0,49} x_t + \underset{(0,07)}{0,12} \sigma_t \right] + \underset{(0,09)}{0,85} \hat{i}_{t-1} + \varepsilon_t$

<sup>101</sup> Die Stabilitätstests sind im Appendix dokumentiert.

Bei der Schätzung des ersten Zeitraumes zeigt sich bereits die Insignifikanz des Koeffizienten  $\theta$ ; er muss also als unbedeutend für die Zinsentscheidung der Zentralbank interpretiert werden. Für die Zeit von 1993 bis 2000 konnte die Taylor-Regel mit zwar niedrigem, aber signifikantem Koeffizienten  $\theta$  geschätzt werden. Dafür wird der Koeffizient  $\gamma$  vor der Produktionslücke insignifikant. Es wird also deutlich, dass die Einbeziehung des Wechselkurses in die Taylor-Regel für Großbritannien ab 1990 durchaus plausibel ist.

Allerdings ist diese – uns insgesamt am plausibelsten erscheinende – Schätzung insgesamt mit Vorsicht zu interpretieren. Einerseits wird die Konstante der Schätzung negativ – ein bei einem Mittelwert des Zinses von 6 % über den betrachteten Zeitraum schwer interpretierbares Ergebnis. Ein Teil der Erklärung kommt sicher aus dem insgesamt sehr hohen Koeffizienten vor der Inflationsrate (über 2). Die Tatsache, dass die Konstante nicht signifikant geschätzt wurde kann aber auch bedeuten, dass die Wachstumsbedingungen in Großbritannien sich spürbar verändert haben und damit der von der Geldpolitik ins Kalkül genommene trendmäßige Realzins deutlichen Schwankungen unterworfen ist.

Trotz aller Schwächen und Probleme bei der Schätzung lässt sich festhalten, dass für Großbritannien die Geldpolitik durch den Wechselkurs beeinflusst zu sein scheint.

## **6 Appendix: Schätzergebnisse**

### **6.1 Ergebnisse der Schätzung der wirtschaftspolitischen Ausrichtung der USA**

#### **6.1.1 Geldpolitik**

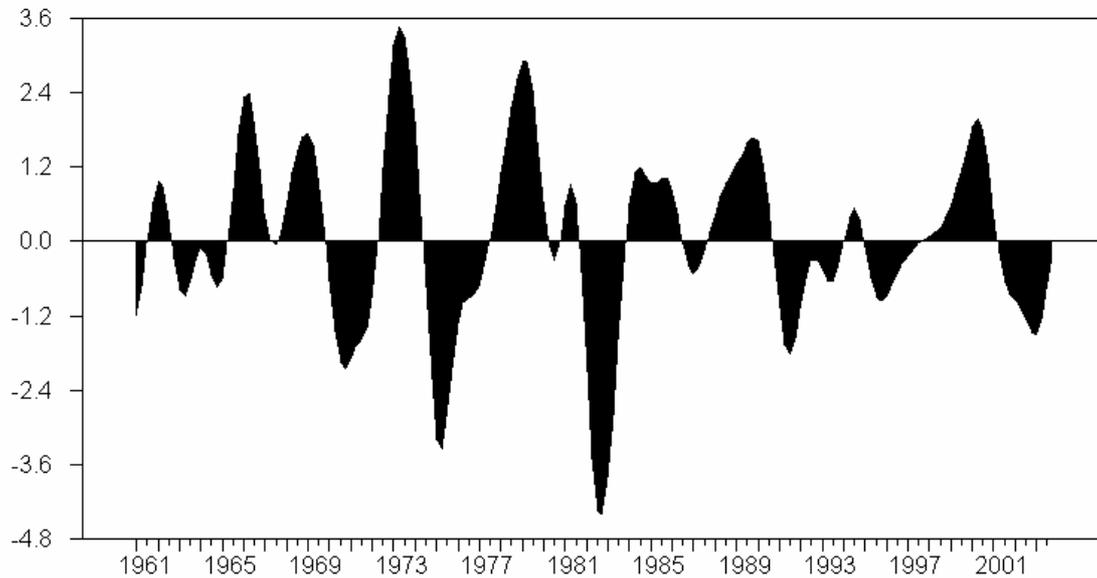
##### **6.1.1.1 Methode „Taylor-Regel“**

###### 6.1.1.1.1 Schätzung mit der Verallgemeinerten Momentenmethode

Das über den Bandpass-Filter geschätzte Produktionslücke ist in

Abbildung 79 dargestellt.

**Abbildung 79: Über BP-Filter geschätzte Produktionslücke in den USA**



**Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1960:1 bis 1979:2**

Generalized Method of Moments  
 Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100  
 Quarterly Data From 1960:01 To 1979:02  
 Usable Observations 70  
 Total Observations 78  
 Skipped/Missing 8  
 Function Value 25.43542666

Dependent Variable USA\_I3  
 Centered R\*\*2 0.926005  
 R Bar \*\*2 0.927062  
 Uncentered R\*\*2 0.993330  
 T x R\*\*2 69.533  
 Mean of Dependent Variable 5.2661428571  
 Std Error of Dependent Variable 1.6695548536  
 Standard Error of Estimate 0.4508979629  
 Sum of Squared Residuals 14.231628109  
 Durbin-Watson Statistic 1.876066

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	2.9740552074	0.5823098140	5.10734	0.00000033
2. $\beta$	0.4649278826	0.0981675451	4.73607	0.00000218
3. $\gamma$	0.7030199298	0.3550905407	1.97983	0.04772231
4. $\rho$	0.7955668955	0.0612300923	12.9930	0.00000000

**Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1983:4 bis 1999:2**

Generalized Method of Moments  
 Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100  
 Quarterly Data From 1983:04 To 1999:02  
 Usable Observations 63  
 Function Value 21.47699646

Dependent Variable USA\_I3

Centered R\*\*2 0.940958  
 R Bar \*\*2 0.941895  
 Uncentered R\*\*2 0.994950  
 T x R\*\*2 62.682  
 Mean of Dependent Variable 5.8302645503  
 Std Error of Dependent Variable 1.7974501356  
 Standard Error of Estimate 0.4332746006  
 Sum of Squared Residuals 11.826793411  
 Durbin-Watson Statistic 0.975186

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	0.4478328749	1.8251120250	0.24537	0.80616778
2. $\beta$	1.5292739548	0.5639501305	2.71172	0.00669354
3. $\gamma$	1.2649011778	0.5036546278	2.51145	0.01202378
4. $\rho$	0.8412311512	0.0387791918	21.69285	0.00000000

Da die Stabilitätstest auf der Grundlage einer OLS-Schätzung erfolgen, konnte die Inflationserwartung hier nicht durch die verzögerte Inflation approximiert werden (siehe hierzu auch die Erläuterung der GMM); stattdessen wurde eine exogene Inflationserwartung verwendet, die mittels eines VAR geschätzt wurde (siehe Kapitel 6.1.1.1.2: Zustandsraummodell). Die Tests lieferten folgende Statistiken:

#### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 2003:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable USA\_I3

Quarterly Data From 1960:01 To 2003:04

Usable Observations 156  
 Degrees of Freedom 152  
 Total Observations 176  
 Skipped/Missing 20  
 Centered R\*\*2 0.923530  
 R Bar \*\*2 0.922021  
 Uncentered R\*\*2 0.987569  
 T x R\*\*2 154.061  
 Mean of Dependent Variable 6.0669658120  
 Std Error of Dependent Variable 2.6816229070  
 Standard Error of Estimate 0.7488352118  
 Sum of Squared Residuals 85.234634504  
 Regression F(3,152) 611.9057  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 1.768366

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.2110440298	0.1506323882	1.40105	0.16323643
2. USA_EINFL	0.1037476799	0.0289701315	3.58119	0.00045971
3. USA_YGAP	0.2809114718	0.0440585967	6.37586	0.00000000
4. USA_I3{1}	0.8760187031	0.0314166979	27.88386	0.00000000

Joint Statistic = **0.89369841**

Individual Stability Test Statistics:

Constant 0.11039457  
 USA\_EINFL 0.03967801  
 USA\_YGAP 0.02260142  
 USA\_I3{1} 0.04273903  
 Variance 0.51576333

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 1979:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable USA\_I3

Quarterly Data From 1960:01 To 1979:04

Usable Observations	60
Degrees of Freedom	56
Total Observations	80
Skipped/Missing	20
Centered R**2	0.897102
R Bar **2	0.891590
Uncentered R**2	0.991828
T x R**2	59.510
Mean of Dependent Variable	5.8705000000
Std Error of Dependent Variable	1.7387772859
Standard Error of Estimate	0.5725054188
Sum of Squared Residuals	18.354697456
Regression F(3,56)	162.7426
Significance Level of F	0.00000000
Durbin-Watson Statistic	1.838471

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.2639755106	0.2833620410	0.93158	0.35555061
2. USA_EINFL	0.0961416570	0.0436568338	2.20221	0.03178460
3. USA_YGAP	0.3016901499	0.0554489010	5.44087	0.00000121
4. USA_I3{1}	0.8590079308	0.0698535801	12.29726	0.00000000

Joint Statistic = **0.60908615**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.07270173
USA_EINFL	0.06802437
USA_YGAP	0.06569091
USA_I3{1}	0.08373567
Variance	0.20152361

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1984:1 bis 1999:2

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable USA\_I3

Quarterly Data From 1984:01 To 1999:02

Usable Observations	62
Degrees of Freedom	58
Centered R**2	0.951041
R Bar **2	0.948509
Uncentered R**2	0.995863

T x R**2	61.743					
Mean of Dependent Variable	5.7823655914					
Std Error of Dependent Variable	1.7711240179					
Standard Error of Estimate	0.4018973728					
Sum of Squared Residuals	9.3682468994					
Regression F(3,58)	375.5567					
Significance Level of F	0.00000000					
Durbin-Watson Statistic	1.163753					
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif		
*****						
1. Constant	0.998724451	0.267294243	3.73642	0.00042842		
2. USA_EINFL	-0.170891808	0.080437444	-2.12453	0.03789923		
3. USA_YGAP	0.253185773	0.075706984	3.34429	0.00145034		
4. USA_I3{1}	0.909074941	0.038951435	23.33868	0.00000000		
Joint Statistic = <b>1.54735031</b>						
Individual Stability Test Statistics:						
Constant	0.11311073					
USA_EINFL	0.08399220					
USA_YGAP	0.06972482					
USA_I3{1}	0.06922756					
Variance	1.10073098					
Asymptotic Critical Values:						
-----						
Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470						
Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

### 6.1.1.1.2 Schätzung mittels eines Zustandsraummodells

Die Schätzung der exogenen Inflationserwartung erfolgte mittels eines VAR-Modells aus der Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, dem kurzfristigen Zinssatz, der Inflation und einem Ölpreisindex. In Anlehnung an obige Stabilitätstestergebnisse wurden VARs für zwei getrennte Perioden spezifiziert:

#### Modell für den Zeitraum 1962:1 bis 1979:4:

**Tabelle 3: VAR-Modell I zur Inflationsprognose in den USA**

Vector Autoregression Estimates				
Date: 09/16/04 Time: 14:46				
Sample(adjusted): 1962:1 1979:4				
Included observations: 72 after adjusting endpoints				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	GR_Y	I3	D(INFL)	D(PCM)
GR_Y(-1)	0.854139	0.206705	0.120834	0.380608
	(0.12063)	(0.06172)	(0.04102)	(0.27067)
	[ 7.08084]	[ 3.34933]	[ 2.94603]	[ 1.40617]

GR_Y(-2)	-0.086627 (0.16385) [-0.52869]	-0.136868 (0.08383) [-1.63269]	-0.114300 (0.05571) [-2.05158]	0.290037 (0.36766) [ 0.78888]
GR_Y(-3)	-0.109458 (0.11862) [-0.92274]	0.092828 (0.06069) [ 1.52954]	0.054507 (0.04033) [ 1.35137]	-0.106274 (0.26617) [-0.39927]
I3(-1)	0.021470 (0.26342) [ 0.08151]	1.191889 (0.13477) [ 8.84384]	0.175882 (0.08957) [ 1.96366]	0.517701 (0.59107) [ 0.87587]
I3(-2)	-0.251633 (0.38163) [-0.65936]	-0.663630 (0.19525) [-3.39886]	-0.066056 (0.12976) [-0.50905]	1.704737 (0.85632) [ 1.99076]
I3(-3)	0.002429 (0.28798) [ 0.00844]	0.571124 (0.14734) [ 3.87634]	-0.116341 (0.09792) [-1.18813]	-1.614713 (0.64618) [-2.49886]
D(INFL(-1))	0.282277 (0.40788) [ 0.69205]	0.350519 (0.20868) [ 1.67968]	0.237997 (0.13869) [ 1.71603]	-2.010990 (0.91523) [-2.19724]
D(INFL(-2))	0.297999 (0.40184) [ 0.74159]	-0.267104 (0.20559) [-1.29921]	-0.184238 (0.13663) [-1.34840]	-2.475713 (0.90166) [-2.74571]
D(INFL(-3))	-0.949297 (0.36755) [-2.58277]	0.133417 (0.18805) [ 0.70949]	0.332463 (0.12498) [ 2.66022]	1.218455 (0.82473) [ 1.47740]
D(PCM(-1))	0.006450 (0.06219) [ 0.10371]	-0.022787 (0.03182) [-0.71621]	0.050352 (0.02115) [ 2.38126]	0.215653 (0.13954) [ 1.54547]
D(PCM(-2))	-0.051775 (0.05967) [-0.86762]	0.026391 (0.03053) [ 0.86441]	0.043656 (0.02029) [ 2.15149]	0.136948 (0.13390) [ 1.02275]
D(PCM(-3))	-0.049812 (0.05333) [-0.93403]	0.008533 (0.02728) [ 0.31273]	0.038330 (0.01813) [ 2.11376]	0.304253 (0.11967) [ 2.54252]

C	2.605276 (0.90376) [ 2.88272]	-1.048647 (0.46238) [-2.26792]	-0.231249 (0.30730) [-0.75252]	-4.818939 (2.02790) [-2.37632]
R-squared	0.850067	0.932217	0.734959	0.497964
Adj. R-squared	0.819572	0.918430	0.681053	0.395855
Sum sq. resids	65.60313	17.17211	7.584790	330.3046
S.E. equation	1.054475	0.539493	0.358547	2.366090
F-statistic	27.87566	67.61844	13.63395	4.876782
Log likelihood	-98.81403	-50.56191	-21.14481	-157.0041
Akaike AIC	3.105945	1.765609	0.948467	4.722337
Schwarz SC	3.517010	2.176673	1.359532	5.133402
Mean dependent	4.016482	5.418704	0.166262	0.868056
S.D. dependent	2.482469	1.888954	0.634872	3.044112
Determinant Residual Covariance	0.136755			
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-337.0300			
Akaike Information Criteria	10.80639			
Schwarz Criteria	12.45065			

Residentests zeigten die Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 4: Test auf Autokorrelation (VARM I zur Inflationsprognose USA)**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 09/27/04 Time: 11:33		
Sample: 1961:1 1979:4		
Included observations: 72		
Lags	LM-Stat	Prob
1	10.96505	0.8116
2	14.57561	0.5559
3	9.806573	0.8765
4	23.29434	0.1061
5	18.67037	0.2861
6	20.38913	0.2032
7	13.39528	0.6437
8	22.28447	0.1342
Probs from chi-square with 16 df.		

**Tabelle 5: Test auf Normalverteilung (VARM I zur Inflationsprognose USA)**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 09/27/04 Time: 11:34				
Sample: 1961:1 1979:4				
Included observations: 72				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.248978	0.743880	1	0.3884
2	-0.109623	0.144206	1	0.7041
3	-0.012656	0.001922	1	0.9650
4	-0.060304	0.043639	1	0.8345
Joint		0.933646	4	0.9197
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.824597	4.144714	1	0.0418
2	2.698276	0.273112	1	0.6013
3	2.036184	2.786824	1	0.0950
4	2.837640	0.079082	1	0.7785
Joint		7.283731	4	0.1216
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	4.888593	2	0.0868	
2	0.417317	2	0.8117	
3	2.788746	2	0.2480	
4	0.122721	2	0.9405	
Joint	8.217377	8	0.4125	

**Modell für den Zeitraum 1962:1 bis 1979:4:****Tabelle 6: VAR-Modell II zur Inflationsprognose in den USA**

Vector Autoregression Estimates	
Date: 09/16/04 Time: 14:53	

Sample: 1983:1 2003:4				
Included observations: 84				
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]				
	GR_Y	I3	D(INFL)	D(PCM)
GR_Y(-1)	1.010573 (0.05808) [ 17.3993]	0.102861 (0.03660) [ 2.81029]	0.021354 (0.03869) [ 0.55187]	0.013594 (0.27411) [ 0.04959]
GR_Y(-4)	-0.243822 (0.05097) [-4.78364]	-0.037033 (0.03212) [-1.15295]	0.033415 (0.03396) [ 0.98404]	-0.556879 (0.24055) [-2.31505]
I3(-1)	-0.041918 (0.09189) [-0.45615]	0.962041 (0.05791) [ 16.6126]	0.101542 (0.06122) [ 1.65860]	-0.304638 (0.43369) [-0.70244]
I3(-4)	0.059123 (0.08351) [ 0.70794]	0.012185 (0.05263) [ 0.23154]	-0.133913 (0.05564) [-2.40687]	0.141177 (0.39413) [ 0.35820]
D(INFL(-1))	-0.227914 (0.15789) [-1.44352]	0.072819 (0.09950) [ 0.73187]	0.156809 (0.10519) [ 1.49078]	0.573091 (0.74513) [ 0.76911]
D(INFL(-4))	-0.122972 (0.15112) [-0.81376]	-0.074315 (0.09523) [-0.78038]	-0.433565 (0.10067) [-4.30659]	0.602842 (0.71317) [ 0.84530]
D(PCM(-1))	0.002098 (0.02555) [ 0.08211]	0.039497 (0.01610) [ 2.45314]	-0.005044 (0.01702) [-0.29635]	0.122258 (0.12058) [ 1.01394]
D(PCM(-4))	-0.018181 (0.02685) [-0.67725]	0.029960 (0.01692) [ 1.77093]	-0.009734 (0.01788) [-0.54428]	0.166934 (0.12669) [ 1.31761]
C	0.661348 (0.25858) [ 2.55760]	-0.178975 (0.16295) [-1.09833]	-0.010217 (0.17227) [-0.05931]	2.780792 (1.22034) [ 2.27870]
R-squared	0.864345	0.967723	0.337005	0.194692
Adj. R-squared	0.849875	0.964280	0.266285	0.108793
Sum sq. resid	32.43337	12.88013	14.39509	722.3732

S.E. equation	0.657605	0.414409	0.438103	3.103489
F-statistic	59.73403	281.0766	4.765370	2.266514
Log likelihood	-79.22242	-40.43533	-45.10579	-209.5633
Akaike AIC	2.100534	1.177032	1.288233	5.203888
Schwarz SC	2.360979	1.437476	1.548678	5.464332
Mean dependent	3.370334	5.356230	-0.030587	0.180188
S.D. dependent	1.697222	2.192665	0.511461	3.287463
Determinant Residual Covariance		0.100550		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-380.2852		
Akaike Information Criteria		9.911551		
Schwarz Criteria		10.95333		

Residentests zeigten die weitgehende Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 7: Test auf Autokorrelation (VARM II zur Inflationsprognose USA)**

Lags	LM-Stat	Prob
1	18.44344	0.2986
2	14.47510	0.5634
3	14.63332	0.5516
4	40.00193	0.0008
5	11.31461	0.7897
6	23.49197	0.1012
7	21.05323	0.1765
8	10.10227	0.8612

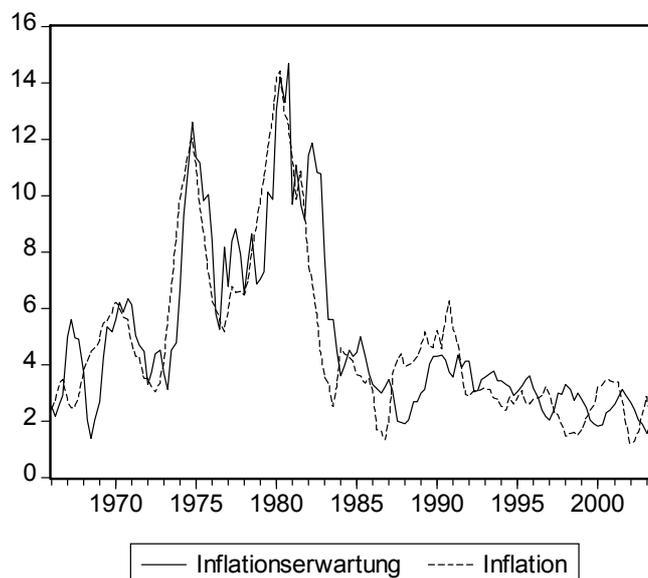
Probs from chi-square with 16 df.

**Tabelle 8: Test auf Normalverteilung (VARM II zur Inflationsprognose USA)**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 09/27/04 Time: 11:40				
Sample: 1983:1 2003:4				
Included observations: 84				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.005747	0.000462	1	0.9828
2	-0.570377	4.554619	1	0.0328
3	0.131258	0.241202	1	0.6233
4	-0.436285	2.664823	1	0.1026
Joint		7.461107	4	0.1134
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.036479	3.249302	1	0.0715
2	2.486402	0.923241	1	0.3366
3	2.694117	0.327475	1	0.5671
4	3.854691	2.556741	1	0.1098
Joint		7.056758	4	0.1329
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.249764	2	0.1969	
2	5.477860	2	0.0646	
3	0.568677	2	0.7525	
4	5.221565	2	0.0735	
Joint	14.51787	8	0.0692	

Die mit diesen Modellen geschätzte Inflationserwartung hat folgenden Verlauf:

**Abbildung 80: Inflationserwartung und Inflation in den USA**



**Tabelle 9: Zeitvariable Schätzung einer Taylor-Regel für die USA**

Sspace: USA01

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Date: 09/16/04 Time: 15:08

Sample: 1965:1 2003:4

Included observations: 156

Valid observations: 152

Convergence achieved after 23 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\rho$	0.387301	0.076943	5.033575	0.0000
$\alpha$	4.399259	0.442337	9.945500	0.0000
$\lambda$	-4.288069	0.665957	-6.438956	0.0000
$\Phi$	-2.972890	0.275748	-10.78118	0.0000
$\eta$	-3.830821	0.913418	-4.193940	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$\beta$ (SV1)	-0.519983	0.577527	-0.900362	0.3679
$\gamma$ (SV2)	1.484292	0.600655	2.471121	0.0135
Log likelihood	-165.8966	Akaike info criterion		2.248639
Parameters	5	Schwarz criterion		2.348109
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		2.289047

## 6.1.2 Lohnpolitik

**Tabelle 10: Schätzergebnisse der Lohngleichung für die USA**

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Sample: 1970:1 2003:3

Included observations: 135

Convergence achieved after 16 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\alpha$	0.983777	0.364225	2.701016	0.0069
$\beta$	0.612290	0.091814	6.668794	0.0000
$\gamma$	-0.355197	0.155849	-2.279105	0.0227
$\lambda$	-1.039410	0.120302	-8.640004	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^1$	-1.517664	0.494563	-3.068696	0.0021
Log likelihood	-187.7980	Akaike info criterion		2.841452
Parameters	4	Schwarz criterion		2.927534
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		2.876433

**Tabelle 11: Schätzergebnisse des Lohn-Preis-Systems für die USA**

Method: Maximum likelihood (Marquardt)

Sample: 1970:1 2003:3

Included observations: 135

Convergence achieved after 8 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\sigma$	-2.294993	0.716649	-3.202394	0.0014
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^2$	5.390891	1.045108	5.158212	0.0000
Log likelihood	-211.2240	Akaike info criterion		3.144060
Parameters	1	Schwarz criterion		3.165580
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.152805

Die Ein-Schritt-Prognosefehler der beiden Zustandsraummodelle Lohngleichung und Lohn-Preis-System sind annähernd normalverteilt (siehe Jarque-Bera-Statistik), was auch auf eine Normalverteilung der Schätzresiduen hinweist; die Gültigkeit der zugrunde liegenden Maximum-Likelihood-Schätzung ist also gegeben:

**Tabelle 12: Deskriptive Teststatistik der Prognosefehler des Lohn-Preis-Systems in den USA**

	Prognosefehler der Lohngleichung	Prognosefehler des Lohn-Preis- Systems
Mean	-0.048006	0.037238
Median	0.016658	-0.032821
Maximum	2.311121	2.543570
Minimum	-2.728609	-3.519632
Std. Dev.	0.916159	1.120205
Skewness	-0.107003	0.041340
Kurtosis	3.333029	2.918803
Jarque-Bera Probability	0.881479 0.643560	0.075538 0.962935
Sum	-6.480845	5.027111
Sum Sq. Dev.	112.4725	168.1512
Observations	135	135

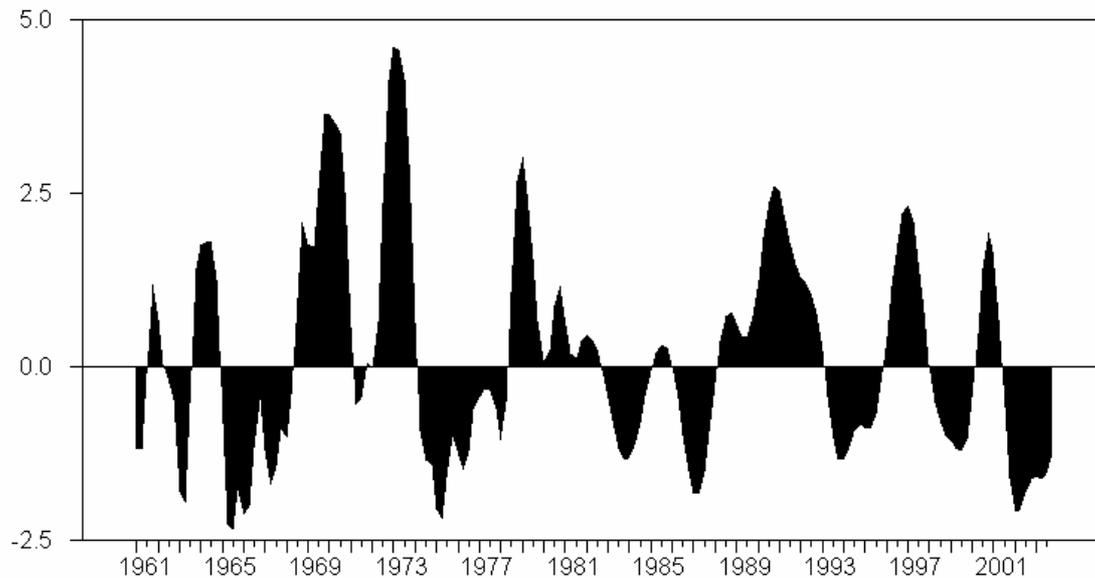
## 6.2 Ergebnisse der Schätzung der wirtschaftspolitischen Ausrichtung Japans

### 6.2.1 Geldpolitik

#### 6.2.1.1 Methode „Taylor-Gleichung“

##### 6.2.1.1.1 Schätzung mit der Verallgemeinerten Momentenmethode

Die Schätzung der Produktionslücke mittels eines Band-Pass-Filters lieferte folgendes Ergebnis:

**Abbildung 81: Über BP-Filter geschätzte Produktionslücke in Japan**

Da die Stabilitätstest auf der Grundlage einer OLS-Schätzung erfolgen, konnte die Inflationserwartung hier nicht durch die verzögerte Inflation approximiert werden (siehe hierzu auch die Erläuterung der GMM); stattdessen wurde eine exogene Inflationserwartung verwendet, die mittels eines VAR geschätzt wurde (siehe Kapitel 6.1.1.1.2: Zustandsraummodell). Die Tests lieferten folgende Statistiken:

#### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 2003:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares  
 Dependent Variable I3  
 Quarterly Data From 1960:01 To 2003:04  
 Usable Observations 136  
 Degrees of Freedom 130  
 Total Observations 176  
 Skipped/Missing 40  
 Centered R\*\*2 0.938616  
 R Bar \*\*2 0.936255  
 Uncentered R\*\*2 0.980248  
 T x R\*\*2 133.314  
 Mean of Dependent Variable 3.7757352941  
 Std Error of Dependent Variable 2.6103567607  
 Standard Error of Estimate 0.6590554648  
 Sum of Squared Residuals 56.466033746  
 Regression F(5,130) 397.5645  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 0.958319

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.386514974	0.099746215	3.87498	0.00016828
2. EINFL	0.074963533	0.022766614	3.29270	0.00127823
3. YGAP	0.105188521	0.037792068	2.78335	0.00618282
4. GRNEER	-0.006222560	0.005751662	-1.08187	0.28131235
5. CMR{1}	0.926727604	0.086843657	10.67122	0.00000000
6. CMR{2}	-0.270858537	0.087433774	-3.09787	0.00238893

Joint Statistic = **4.91253871**

Individual Stability Test Statistics:  
 Constant 0.63506044  
 EINFL 0.07272959

YGAP	0.48031896
GRNEER	0.27377533
CMR{1}	0.09014272
CMR{2}	0.11395671
Variance	1.66973097

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 1987:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable I3

Quarterly Data From 1960:01 To 1987:04

Usable Observations	72
Degrees of Freedom	66
Total Observations	112
Skipped/Missing	40
Centered R**2	0.832110
R Bar **2	0.819391
Uncentered R**2	0.985046
T x R**2	70.923
Mean of Dependent Variable	5.5590277778
Std Error of Dependent Variable	1.7504994537
Standard Error of Estimate	0.7439292989
Sum of Squared Residuals	36.526432913
Regression F(5,66)	65.4229
Significance Level of F	0.00000000
Durbin-Watson Statistic	1.070845

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	1.902128757	0.324529673	5.86119	0.00000016
2. EINFL	0.045942589	0.028703607	1.60059	0.11424490
3. YGAP	0.095340079	0.055782312	1.70915	0.09212267
4. GRNEER	-0.036356664	0.010185801	-3.56935	0.00067300
5. CMR{1}	0.718203794	0.111934107	6.41631	0.00000002
6. CMR{2}	-0.212328090	0.111371091	-1.90649	0.06094152

Joint Statistic = **1.96272586**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.16905516
EINFL	0.11074979
YGAP	0.19713250
GRNEER	0.09060259
CMR{1}	0.10835024
CMR{2}	0.13397180
Variance	0.13578950

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

**Stabilitätstest für 1991:1 bis 2002:4**

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable I3

Quarterly Data From 1991:01 To 2002:04

Usable Observations 48  
 Degrees of Freedom 42  
 Centered R\*\*2 0.983454  
 R Bar \*\*2 0.981485  
 Uncentered R\*\*2 0.990555  
 T x R\*\*2 47.547  
 Mean of Dependent Variable 1.3979166667  
 Std Error of Dependent Variable 1.6292524827  
 Standard Error of Estimate 0.2216950597  
 Sum of Squared Residuals 2.0642453793  
 Regression F(5,42) 499.2830  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 1.321354

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.227744189	0.042275129	5.38719	0.00000300
2. EINFL	0.115163470	0.077463458	1.48668	0.14456810
3. YGAP	0.051252953	0.028518830	1.79716	0.07950290
4. GRNEER	0.006644276	0.003590454	1.85054	0.07127804
5. CMR{1}	1.002579435	0.125169737	8.00976	0.00000000
6. CMR{2}	-0.384324260	0.116522082	-3.29830	0.00198681

Joint Statistic = **1.74264463**

Individual Stability Test Statistics:

Constant 0.13432405  
 EINFL 0.15022118  
 YGAP 0.51327725  
 GRNEER 0.42026573  
 CMR{1} 0.06903119  
 CMR{2} 0.06420284  
 Variance 0.63927606

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

**Schätzung für den Zeitraum von 1962:1 bis 1987:4**

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 &lt; 0.0000100

Quarterly Data From 1962:01 To 1987:04

Usable Observations 104  
 Function Value 22.60604578

Dependent Variable CMR

Centered R\*\*2 0.903700  
 R Bar \*\*2 0.904626  
 Uncentered R\*\*2 0.991439  
 T x R\*\*2 103.110  
 Mean of Dependent Variable 7.2259615385  
 Std Error of Dependent Variable 2.2680257525

Standard Error of Estimate	0.7004276780			
Sum of Squared Residuals	51.022288940			
Durbin-Watson Statistic	1.846960			
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. $\alpha$	5.395368700	0.845193961	6.38359	0.00000000
2. $\beta$	0.384875281	0.133288081	2.88754	0.00388262
3. $\gamma$	-0.061909081	0.290426186	-0.21317	0.83119724
4. $\Phi$	-0.160962765	0.046805803	-3.43895	0.00058398
5. $\rho(1)$	1.117665204	0.087188445	12.81896	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.328441429	0.083969413	-3.91144	0.00009175

### Schätzung der Periode von 1992:1 bis 2002:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1992:01 To 2002:04

Usable Observations 44

Function Value 13.09379201

Dependent Variable CMR

Centered R\*\*2 0.989010

R Bar \*\*2 0.989259

Uncentered R\*\*2 0.993165

T x R\*\*2 43.699

Mean of Dependent Variable 1.1463636364

Std Error of Dependent Variable 1.4873702264

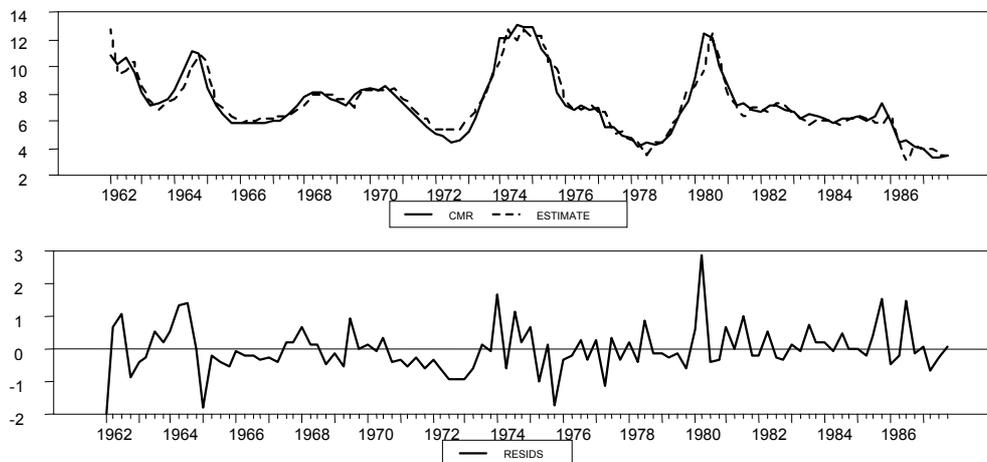
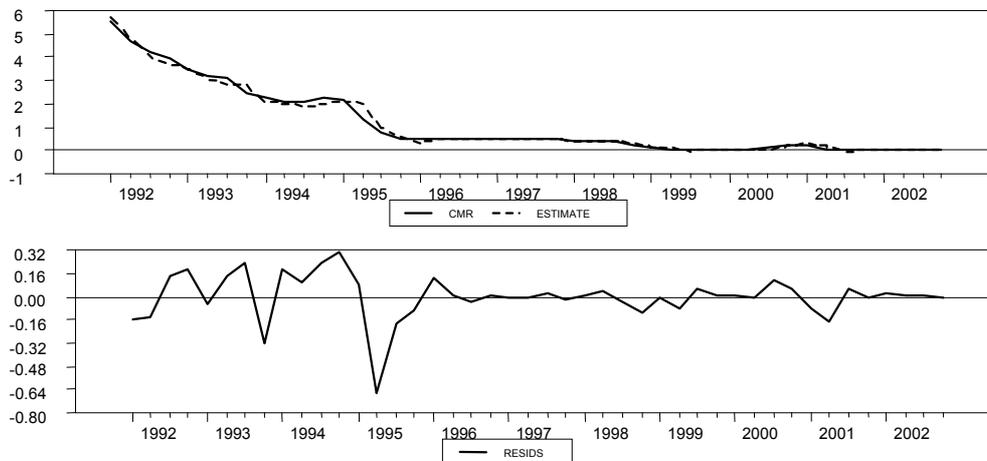
Standard Error of Estimate 0.1541457740

Sum of Squared Residuals 1.0454804647

Durbin-Watson Statistic 1.739848

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. $\alpha$	0.156432094	0.374278220	0.41796	0.67597877
2. $\beta$	0.083851298	0.510932463	0.16411	0.86964120
3. $\gamma$	0.111915213	0.273868863	0.40865	0.68280001
4. $\Phi$	-0.004932713	0.037685693	-0.13089	0.89586165
5. $\rho(1)$	1.259400006	0.140990195	8.93254	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.338770445	0.124575063	-2.71941	0.00653988

Leider war hier aufgrund der schwierigen Deflations- und Zinssituation keine Signifikanz der Koeffizienten zu erreichen.

**Abbildung 82: Schätzergebnisse einer Taylor-Regel für Japan, 1962-1987****Abbildung 83: Schätzergebnisse einer Taylor-Regel für Japan, 1991-2002**

### 6.2.1.1.2 Schätzung mittels eines Zustandsraummodells

Die Schätzung der exogenen Inflationserwartung erfolgte mittels eines VAR-Modells aus der Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, der Call Money Rate, der Inflation und dem Petroleum Price Index des IMF. Das war wurde nach einer Residuen- und Datenanalyse für zwei getrennte Perioden spezifiziert, um stabilere Schätzergebnisse zu erhalten:

**Modell für den Zeitraum 1962:2 bis 1981:4:**

**Tabelle 13: VAR-Modell I zur Inflationsprognose in Japan**

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/24/04 Time: 12:27			
Sample (adjusted): 1962Q2 1981Q4			
Included observations: 79 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	D(CMR)	GR_Y	INFL
D(CMR(-1))	0.305182 (0.10312) [ 2.95947]	-0.233935 (0.19401) [-1.20580]	0.340317 (0.19358) [ 1.75800]
D(CMR(-4))	-0.048076 (0.09179) [-0.52377]	-0.219896 (0.17269) [-1.27336]	-0.239475 (0.17231) [-1.38980]
D(CMR(-5))	-0.162514 (0.08396) [-1.93572]	-0.318927 (0.15795) [-2.01914]	0.101421 (0.15760) [ 0.64352]
GR_Y(-1)	0.075905 (0.03753) [ 2.02264]	0.957405 (0.07060) [ 13.5602]	-0.064577 (0.07045) [-0.91665]
GR_Y(-4)	-0.024617 (0.06544) [-0.37616]	-0.495254 (0.12312) [-4.02245]	0.272922 (0.12285) [ 2.22157]
GR_Y(-5)	-0.060523 (0.06145) [-0.98486]	0.403635 (0.11562) [ 3.49115]	-0.143804 (0.11536) [-1.24654]
INFL(-1)	0.093607 (0.03691) [ 2.53609]	-0.052131 (0.06944) [-0.75071]	1.097170 (0.06929) [ 15.8347]
INFL(-4)	-0.062113 (0.06664) [-0.93207]	-0.002820 (0.12538) [-0.02249]	-0.520402 (0.12510) [-4.15993]
INFL(-5)	-0.053037 (0.05916) [-0.89651]	0.012377 (0.11130) [ 0.11120]	0.377336 (0.11106) [ 3.39768]

C	0.225681 (0.46851) [ 0.48170]	1.220376 (0.88144) [ 1.38452]	-0.214611 (0.87950) [-0.24401]
D(PCM)	0.006821 (0.00817) [ 0.83440]	-0.032431 (0.01538) [-2.10872]	0.024128 (0.01535) [ 1.57227]
R-squared	0.461305	0.880695	0.907559
Adj. R-squared	0.382086	0.863150	0.893964
Sum sq. resid	41.42448	146.6264	145.9811
S.E. equation	0.780502	1.468424	1.465190
F-statistic	5.823106	50.19679	66.76015
Log likelihood	-86.59590	-136.5245	-136.3503
Akaike AIC	2.470782	3.734798	3.730387
Schwarz SC	2.800705	4.064721	4.060310
Mean dependent	-0.050380	7.057690	7.412961
S.D. dependent	0.992910	3.969442	4.499537
Determinant Residual Covariance	2.309165		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-369.3454		
Akaike Information Criteria	10.18596		
Schwarz Criteria	11.17573		

Die Residuenanalyse zeigt eine weitgehende Freiheit von Autokorrelation (LM Test) sowie eine Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 14: Test auf Autokorrelation (VARM I zur Inflationsprognose in Japan)**

Lags	LM-Stat	Prob
1	13.17811	0.1547
2	5.588159	0.7803
3	23.32476	0.0055
4	10.07299	0.3446
5	10.41230	0.3181
6	8.222286	0.5119
7	5.650112	0.7744
8	26.27384	0.0018

Probs from chi-square with 9 df.

**Tabelle 15: Test auf Normalverteilung (VARM I zur Inflationsprognose in Japan)**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 09/29/04 Time: 12:45				
Sample: 1960:1 1981:4				
Included observations: 79				
Component	Skewness	Chi-sq	Df	Prob.
1	-0.137573	0.249197	1	0.6176
2	0.083463	0.091721	1	0.7620
3	0.102284	0.137751	1	0.7105
Joint		0.478669	3	0.9236
Component	Kurtosis	Chi-sq	Df	Prob.
1	3.719152	1.702381	1	0.1920
2	4.416630	6.605849	1	0.0102
3	2.326413	1.493492	1	0.2217
Joint		9.801722	3	0.0203
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.951578	2	0.3769	
2	6.697570	2	0.0351	
3	1.631242	2	0.4424	
Joint	10.28039	6	0.1133	

**Modell für den Zeitraum 1982:1 bis 2003:4:****Tabelle 16: VAR-Modell II zur Inflationsprognose in Japan**

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/24/04 Time: 12:28			
Sample: 1982Q1 2003Q4			
Included observations: 88			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	D(CMR)	GR_Y	INFL

D(CMR(-1))	0.361540 (0.10521) [ 3.43633]	0.019374 (0.30587) [ 0.06334]	0.194522 (0.13914) [ 1.39808]
D(CMR(-3))	0.091445 (0.10473) [ 0.87317]	-0.192206 (0.30446) [-0.63130]	0.270076 (0.13850) [ 1.95006]
D(CMR(-4))	0.027036 (0.11050) [ 0.24467]	0.240128 (0.32124) [ 0.74750]	-0.077376 (0.14613) [-0.52950]
D(CMR(-5))	-0.133423 (0.09549) [-1.39731]	-0.333262 (0.27759) [-1.20054]	-0.041569 (0.12627) [-0.32920]
GR_Y(-1)	0.014715 (0.02823) [ 0.52131]	0.959541 (0.08206) [ 11.6933]	0.116410 (0.03733) [ 3.11860]
GR_Y(-3)	0.018965 (0.04323) [ 0.43872]	0.252293 (0.12567) [ 2.00756]	-0.110836 (0.05717) [-1.93884]
GR_Y(-4)	-0.045553 (0.04827) [-0.94369]	-0.739360 (0.14033) [-5.26857]	0.013639 (0.06384) [ 0.21365]
GR_Y(-5)	0.030423 (0.03951) [ 0.77006]	0.403699 (0.11485) [ 3.51490]	0.091469 (0.05225) [ 1.75076]
INFL(-1)	0.106447 (0.06532) [ 1.62970]	0.182480 (0.18989) [ 0.96100]	0.827098 (0.08638) [ 9.57541]
INFL(-3)	-0.112769 (0.09205) [-1.22507]	-0.269041 (0.26761) [-1.00535]	0.135222 (0.12173) [ 1.11081]
INFL(-4)	0.080586 (0.10417)	0.159828 (0.30285)	-0.440254 (0.13776)

	[ 0.77357]	[ 0.52774]	[-3.19570]
INFL(-5)	-0.081205 (0.07663) [-1.05970]	-0.088008 (0.22278) [-0.39505]	0.298078 (0.10134) [ 2.94143]
C	-0.070973 (0.07121) [-0.99670]	0.319927 (0.20701) [ 1.54543]	-0.121495 (0.09417) [-1.29018]
D(PCM)	0.007402 (0.00240) [ 3.08329]	0.011894 (0.00698) [ 1.70427]	-0.001776 (0.00317) [-0.55942]
R-squared	0.371672	0.824439	0.897528
Adj. R-squared	0.261290	0.793597	0.879527
Sum sq. resid	9.093100	76.85176	15.90244
S.E. equation	0.350542	1.019087	0.463571
F-statistic	3.367139	26.73126	49.85781
Log likelihood	-24.99446	-118.9064	-49.58855
Akaike AIC	0.886238	3.020600	1.445194
Schwarz SC	1.280360	3.414722	1.839316
Mean dependent	-0.077841	2.461041	1.006325
S.D. dependent	0.407852	2.243125	1.335582
Determinant Residual Covariance	0.025693		
Log Likelihood (d.f. adjusted)	-213.4919		
Akaike Information Criteria	5.806635		
Schwarz Criteria	6.989000		

Die Residuenanalyse zeigt eine weitgehende Freiheit von Autokorrelation (LM Test) sowie eine Normalverteilung der Fehlerterme

**Tabelle 17: Test auf Autokorrelation (VARM II zur Inflationsprognose in Japan)**

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.486998	0.3936
2	7.637901	0.5710
3	6.167192	0.7231
4	23.42914	0.0053
5	6.946056	0.6427
6	3.769020	0.9259
7	7.453688	0.5900
8	21.16360	0.0119

Probs from chi-square with 9 df.

**Tabelle 18: Test auf Autokorrelation (VARM II zur Inflationsprognose in Japan)**

Component	Skewness	Chi-sq	Df	Prob.
1	-0.339215	1.687644	1	0.1939
2	0.323844	1.538169	1	0.2149
3	0.264371	1.025086	1	0.3113
Joint		4.250898	3	0.2356

Component	Kurtosis	Chi-sq	Df	Prob.
1	2.988023	0.000526	1	0.9817
2	2.739356	0.249097	1	0.6177
3	2.016335	3.547857	1	0.0596
Joint		3.797479	3	0.2842

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.688170	2	0.4300
2	1.787265	2	0.4092

3	4.572942	2	0.1016
<hr/>			
Joint	8.048377	6	0.2346
<hr/>			
<hr/>			

Abbildung 84: Inflationserwartung und Inflation in Japan

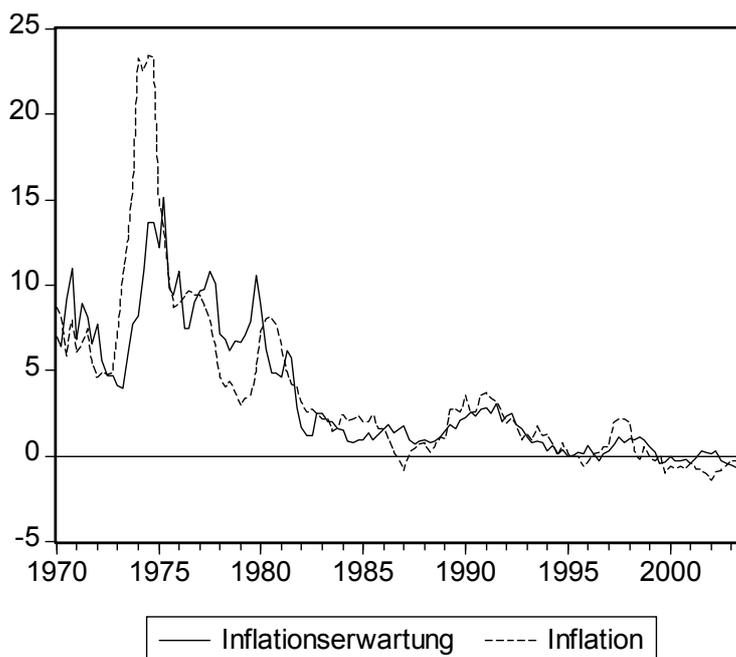


Tabelle 19: Schätzergebnisse der zeitveränderlichen Taylor-Regel mit Wechselkurs für Japan

Sspace: SS01				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Date: 09/29/04 Time: 12:58				
Sample: 1970:1 2003:4				
Included observations: 136				
Valid observations: 131				
Convergence achieved after 15 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
P	0.716870	0.043844	16.35041	0.0000
$\alpha$	1.864438	0.921980	2.022211	0.0432
$\lambda$	-2.162048	0.199156	-10.85604	0.0000
$\Phi$	-1.730557	0.224677	-7.702429	0.0000
$\kappa$	-8.676351	0.612623	-14.16263	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$\beta$	1.204820	1.130623	1.065625	0.2866
$\gamma$	0.170890	0.577312	0.296010	0.7672
$\theta$	-0.075279	0.078520	-0.958728	0.3377
Log likelihood	-140.5017	Akaike info criterion	2.221401	
Parameters	5	Schwarz criterion	2.331141	
Diffuse priors	3	Hannan-Quinn criter.	2.265993	

## 6.2.2 Lohnpolitik

**Tabelle 20: Schätzergebnisse der Lohngleichung für Japan**

Sspace: WAGE				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1977:1 2003:1				
Included observations: 105				
Convergence achieved after 10 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\alpha$	0.764839	0.284851	2.685046	0.0073
$\beta$	0.324407	0.167919	1.931923	0.0534
$\gamma$	-4.643756	0.951609	-4.879899	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^1$ (SV1)	-0.462769	0.698068	-0.662929	0.5074
Log likelihood	-176.7249	Akaike info criterion		3.423331
Parameters	3	Schwarz criterion		3.499159
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.454058

**Tabelle 21: Schätzergebnis des Lohn-Preis-Systems für Japan**

Sspace: WAGEPRICE				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1977Q1 2003Q1				
Included observations: 105				
Convergence achieved after 14 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\rho$	0.561356	0.089481	6.273446	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^2$	0.475824	0.871958	0.545696	0.5853
Log likelihood	-204.3304	Akaike info criterion		3.911055
Parameters	1	Schwarz criterion		3.936331
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.921298

Die Ein-Schritt-Prognosefehler der Lohngleichung sind normalverteilt (siehe Jarque-Bera-Statistik), was auch auf eine Normalverteilung der Schätzresiduen hinweist; die Gültigkeit der zugrunde liegenden Maximum-Likelihood-Schätzung ist also gegeben:

**Tabelle 22: Deskriptive Teststatistik der Prognosefehler des Lohn-Preis-Systems in Japan**

	Prognosefehler der Lohngleichung	Prognosefehler des Lohn-Preis- Systems
Mean	-0.029997	-0.080529
Median	0.044636	-0.041494
Maximum	2.865422	4.425782
Minimum	-3.380871	-8.081525
Std. Dev.	1.217833	1.649165
Skewness	-0.185148	-0.846819
Kurtosis	3.166556	7.614084
Jarque-Bera Probability	0.721265 0.697235	105.6920 0.000000
Sum	-3.149653	-8.455569
Sum Sq. Dev.	154.2441	282.8535
Observations	105	105

### 6.2.3 Fiskalpolitik

Die Staatseinnahmen und -ausgaben wurden anhand des Economic Outlook der OECD nach folgenden Definitionen errechnet:

Staatseinnahmen	<ul style="list-style-type: none"> <li>= Steuern (Total Direct Taxes, Indirect Taxes)</li> <li>+ Sozialbeiträge (Social security Contributions)</li> <li>+ Vermögensübertragungen (Capital Tax and Transfer Receipts)</li> <li>+ sonstige Übertragungen von HH und U (Other Current Transfers)</li> <li>+ Vermögenseinkommen (Gross Interest Receipts)</li> </ul>
-----------------	---

Staatsausgaben	<ul style="list-style-type: none"> <li>= Staatlicher Konsum (Government Consumption)</li> <li>- Abschreibungen (Consumption of Fixed Capital)</li> <li>+ Investitionen (Fixed Investment)</li> <li>+ Sozialleistungen (Social Benefits)</li> <li>+ Zinszahlungen (Gross Interest Payments)</li> <li>+ Vermögensübertragungen (Capital Transfers and Transactions, Other Current Transfers)</li> <li>+ Subventionen</li> </ul>
----------------	---

Das Preisniveau wurde durch den GDP-Deflator bestimmt.

## 6.3 Ergebnisse der Schätzung der wirtschaftspolitischen Ausrichtung Deutschlands

### 6.3.1 Geldpolitik

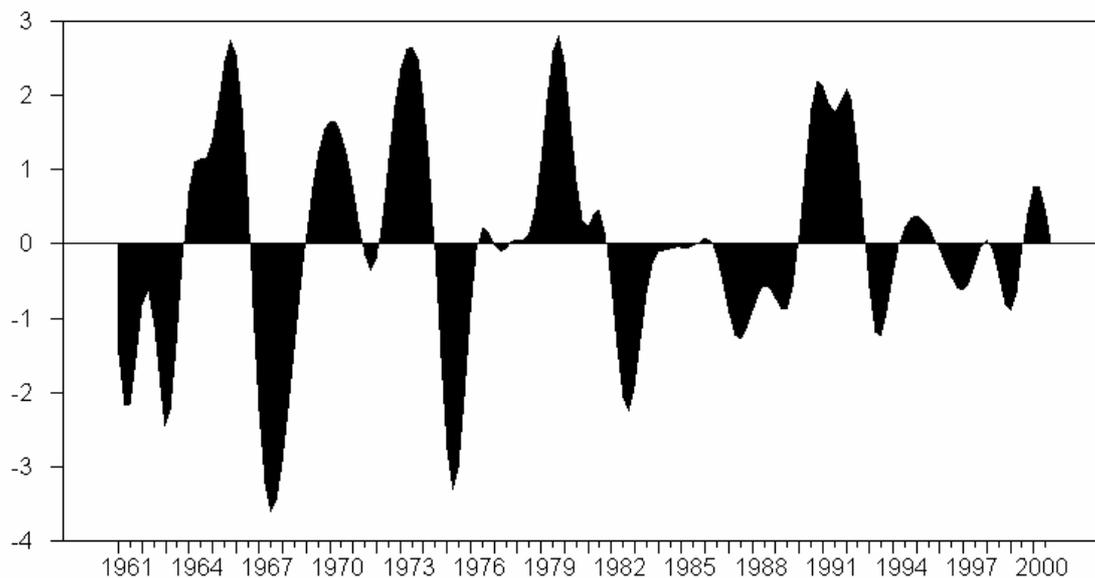
#### 6.3.1.1 Methode „Taylor-Regel“

##### 6.3.1.1.1 Schätzung mit der Verallgemeinerten Momentenmethode

Das über den Bandpass-Filter geschätzte Produktionslücke ist in

Abbildung 79 dargestellt.

**Abbildung 85: Über BP-Filter geschätzte Produktionslücke in Deutschland**



#### Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1960:1 bis 1979:2

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1960:01 To 1979:02

Usable Observations	70
Total Observations	78
Skipped/Missing	8
Function Value	16.20289309

Dependent Variable	D_I3
Centered R**2	0.858359
R Bar **2	0.860382
Uncentered R**2	0.976325
T x R**2	68.343
Mean of Dependent Variable	5.7795714286
Std Error of Dependent Variable	2.6078412616
Standard Error of Estimate	0.9744327982
Sum of Squared Residuals	66.466349476
Durbin-Watson Statistic	1.966844

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
----------	-------	-----------	--------	--------

```
*****
```

1. $\alpha$	2.402072260	1.686276152	1.42448	0.15430661
2. $\beta$	0.883423213	0.423951482	2.08378	0.03717984
3. $\gamma$	0.887147636	0.453036884	1.95822	0.05020375
4. $\rho(1)$	0.948070722	0.116062074	8.16865	0.00000000
5. $\rho(2)$	-0.210072068	0.114119546	-1.84081	0.06564983

### Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1983:1 bis 1998:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1983:01 To 1998:04

Usable Observations 64  
Function Value 24.36243729

Dependent Variable D\_I3  
Centered R\*\*2 0.952902  
R Bar \*\*2 0.953638  
Uncentered R\*\*2 0.994807  
T x R\*\*2 63.668  
Mean of Dependent Variable 5.7468750000  
Std Error of Dependent Variable 2.0389982562  
Standard Error of Estimate 0.4390350611  
Sum of Squared Residuals 12.336114234  
Durbin-Watson Statistic 1.149854

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	2.8341341059	0.6870992260	4.12478	0.00003711
2. $\beta$	1.2944279539	0.2935242563	4.40995	0.00001034
3. $\gamma$	0.6945205004	0.4225115722	1.64379	0.10021949
4. $\rho(1)$	0.8039161809	0.0581218230	13.83157	0.00000000

Da die Stabilitätstest auf der Grundlage einer OLS-Schätzung erfolgen, konnte die Inflationserwartung hier nicht durch die verzögerte Inflation approximiert werden (siehe hierzu auch die Erläuterung der GMM); stattdessen wurde eine exogene Inflationserwartung verwendet, die mittels eines VAR geschätzt wurde (siehe Kapitel 6.1.1.1.2: Zustandsraummodell). Die Tests lieferten folgende Statistiken:

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 1998:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares  
Dependent Variable D\_I3  
Quarterly Data From 1960:01 To 1998:04  
Usable Observations 136  
Degrees of Freedom 131  
Total Observations 156  
Skipped/Missing 20  
Centered R\*\*2 0.907522  
R Bar \*\*2 0.904699  
Uncentered R\*\*2 0.986855  
T x R\*\*2 134.212  
Mean of Dependent Variable 6.3610294118  
Std Error of Dependent Variable 2.5988493977  
Standard Error of Estimate 0.8022886271  
Sum of Squared Residuals 84.320382385  
Regression F(4,131) 321.3898  
Significance Level of F 0.00000000  
Durbin-Watson Statistic 1.853866

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif		
*****						
1. Constant	0.782524431	0.194273918	4.02794	0.00009478		
2. D_EINFL	0.036371792	0.041978253	0.86644	0.38783107		
3. D_YGAP	0.290730729	0.058379518	4.98001	0.00000197		
4. D_I3{1}	1.102138125	0.084796882	12.99739	0.00000000		
5. D_I3{2}	-0.250143880	0.082772437	-3.02207	0.00302032		
Joint Statistic = <b>2.28581970</b>						
Individual Stability Test Statistics:						
Constant	0.11508030					
D_EINFL	0.06985317					
D_YGAP	0.08398742					
D_I3{1}	0.09556665					
D_I3{2}	0.08619263					
Variance	1.34708847					
Asymptotic Critical Values:						
-----						
Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470						
Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:1 bis 1979:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable D\_I3

Quarterly Data From 1960:01 To 1979:04

Usable Observations	60
Degrees of Freedom	55
Total Observations	80
Skipped/Missing	20
Centered R**2	0.862542
R Bar **2	0.852545
Uncentered R**2	0.979188
T x R**2	58.751
Mean of Dependent Variable	6.2533333333
Std Error of Dependent Variable	2.6636852684
Standard Error of Estimate	1.0228507605
Sum of Squared Residuals	57.542302309
Regression F(4,55)	86.2807
Significance Level of F	0.00000000
Durbin-Watson Statistic	1.833551

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	1.128494559	0.394370238	2.86151	0.00595158
2. D_EINFL	0.037681586	0.077899774	0.48372	0.63050582
3. D_YGAP	0.356862603	0.091703488	3.89148	0.00027141
4. D_I3{1}	1.004777555	0.130705231	7.68736	0.00000000
5. D_I3{2}	-0.218653939	0.125897500	-1.73676	0.08802755

Joint Statistic = **1.26577551**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.12399797
D_EINFL	0.08423955
D_YGAP	0.35687219
D_I3{1}	0.06888396
D_I3{2}	0.05133436
Variance	0.22099021

## Asymptotic Critical Values:

-----  
 Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

**Stabilitätstest für den Zeitraum 1983:1 bis 1998:4**

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable D\_I3

Quarterly Data From 1983:01 To 1998:04

Usable Observations	64
Degrees of Freedom	59
Centered R**2	0.962642
R Bar **2	0.960109
Uncentered R**2	0.995881
T x R**2	63.736
Mean of Dependent Variable	5.7468750000
Std Error of Dependent Variable	2.0389982562
Standard Error of Estimate	0.4072415098
Sum of Squared Residuals	9.7848931933
Regression F(4,59)	380.0800
Significance Level of F	0.00000000
Durbin-Watson Statistic	2.045429

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.297117718	0.193569194	1.53494	0.13014335
2. D_EINFL	-0.063254192	0.051836461	-1.22026	0.22721960
3. D_YGAP	0.100747629	0.069632007	1.44686	0.15322903
4. D_I3{1}	1.302079561	0.119007561	10.94115	0.00000000
5. D_I3{2}	-0.332173743	0.123898169	-2.68102	0.00950200

Joint Statistic = **1.42329978**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.22725796
D_EINFL	0.32313501
D_YGAP	0.04100085
D_I3{1}	0.20879614
D_I3{2}	0.21861648
Variance	0.56812746

## Asymptotic Critical Values:

-----  
 Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
5	1.880	1.630	<b>1.470</b>	1.360	1.280	1.080

**6.3.1.1.2 Schätzung mittels eines Zustandsraummodells**

Die Schätzung der exogenen Inflationserwartung erfolgte mittels eines VAR-Modells. In Anlehnung an die Ergebnisse aus obigen Schätzung wurden für die Zeiträume 1960:1 bis 1979:4 und 1980:1 bis 1998:4 zwei VAR-Modelle mit dem kurzfristigen Zins, der Wachstumsrate und der Inflation als endogenen Variablen sowie dem Ölpreisindex als exogener Variable geschätzt.

**Modell für den Zeitraum 1960:1 bis 1979:4:****Tabelle 23: VAR-Modell I zur Inflationsprognose in Deutschland**

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/08/04 Time: 11:48			
Sample(adjusted): 1962:2 1979:4			
Included observations: 71 after adjusting endpoints			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	D_I3	D_FLY	D_INFL
D_I3(-1)	0.927445 (0.09054) [ 10.2433]	-0.086539 (0.06846) [-1.26400]	0.021236 (0.04461) [ 0.47601]
D_I3(-3)	-0.487571 (0.14029) [-3.47535]	0.038479 (0.10609) [ 0.36271]	-0.073271 (0.06913) [-1.05993]
D_I3(-4)	0.628186 (0.17064) [ 3.68129]	-0.105695 (0.12903) [-0.81913]	0.122028 (0.08408) [ 1.45129]
D_I3(-5)	-0.417652 (0.12364) [-3.37810]	0.029145 (0.09349) [ 0.31175]	-0.016219 (0.06092) [-0.26624]
D_FLY(-1)	0.123966 (0.16718) [ 0.74151]	0.156713 (0.12642) [ 1.23966]	0.131634 (0.08238) [ 1.59797]
D_FLY(-3)	0.222520 (0.16445) [ 1.35308]	0.197558 (0.12435) [ 1.58867]	-0.033976 (0.08103) [-0.41929]
D_FLY(-4)	0.018125 (0.16295) [ 0.11123]	-0.346088 (0.12322) [-2.80877]	0.164289 (0.08029) [ 2.04615]
D_FLY(-5)	0.070567 (0.16900) [ 0.41757]	0.115043 (0.12779) [ 0.90026]	0.111068 (0.08327) [ 1.33382]

D_INFL(-1)	0.437290 (0.19318) [ 2.26363]	0.288725 (0.14608) [ 1.97653]	0.930957 (0.09519) [ 9.78027]
D_INFL(-3)	0.274680 (0.29032) [ 0.94613]	-0.416586 (0.21953) [-1.89762]	0.268624 (0.14305) [ 1.87780]
D_INFL(-4)	-0.666637 (0.34980) [-1.90578]	-0.151655 (0.26451) [-0.57335]	-0.449676 (0.17236) [-2.60896]
D_INFL(-5)	0.219466 (0.25183) [ 0.87149]	0.242575 (0.19042) [ 1.27387]	0.184104 (0.12409) [ 1.48369]
C	0.649260 (0.60481) [ 1.07349]	1.604816 (0.45734) [ 3.50904]	-0.400992 (0.29801) [-1.34555]
D(PETR_PRICE)	0.012608 (0.01249) [ 1.00970]	0.003284 (0.00944) [ 0.34780]	0.013094 (0.00615) [ 2.12823]
R-squared	0.886269	0.434511	0.937275
Adj. R-squared	0.860330	0.305540	0.922969
Sum sq. resids	54.05227	30.90644	13.12336
S.E. equation	0.973799	0.736355	0.479828
F-statistic	34.16791	3.369056	65.51764
Log likelihood	-91.06278	-71.21874	-40.81049
Akaike AIC	2.959515	2.400528	1.543958
Schwarz SC	3.405677	2.846690	1.990120
Mean dependent	5.890282	0.880071	3.843328
S.D. dependent	2.605665	0.883616	1.728834
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.110731	
Determinant resid covariance		0.057295	
Log likelihood		-200.7203	
Akaike information criterion		6.837191	
Schwarz criterion		8.175678	

Residentests zeigten die weitgehende Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 24: Test auf Autokorrelation (VARM I zur Inflationsprognose in Deutschland)**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 10/13/04 Time: 17:34		
Sample: 1960Q1 1979Q4		
Included observations: 71		
Lags	LM-Stat	Prob
1	9.457558	0.3962
2	10.64712	0.3007
3	12.44715	0.1893
4	16.43972	0.0582
5	5.462951	0.7922
6	5.768549	0.7628
7	5.256329	0.8114
8	22.45356	0.0075
Probs from chi-square with 9 df.		

**Tabelle 25: Test auf Normalverteilung (VARM I zur Inflationsprognose in Deutschland)**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 10/13/04 Time: 17:35				
Sample: 1960Q1 1979Q4				
Included observations: 71				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.294650	1.027354	1	0.3108
2	-0.043038	0.021919	1	0.8823
3	0.163074	0.314687	1	0.5748

Joint		1.363960	3	0.7140
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.507864	0.716501	1	0.3973
2	1.565035	6.091579	1	0.0136
3	1.970922	3.132880	1	0.0767
Joint		9.940960	3	0.0191
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.743855	2	0.4181	
2	6.113498	2	0.0470	
3	3.447567	2	0.1784	
Joint	11.30492	6	0.0794	

### Modell für den Zeitraum 1980:1 bis 1998:4:

**Tabelle 26: VAR-Modell II zur Inflationsprognose in Deutschland**

Vector Autoregression Estimates			
Date: 09/08/04 Time: 11:56			
Sample: 1980:1 1998:4			
Included observations: 76			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	D_I3	D_FLY	D_INFL
D_I3(-1)	1.361262 (0.12494) [ 10.8951]	0.269790 (0.13841) [ 1.94924]	0.279229 (0.09212) [ 3.03118]
D_I3(-2)	-0.525276 (0.20421) [-2.57218]	-0.518765 (0.22622) [-2.29316]	-0.119369 (0.15057) [-0.79281]

D_I3(-3)	-0.140232 (0.20229) [-0.69323]	0.234228 (0.22409) [ 1.04525]	-0.093813 (0.14914) [-0.62901]
D_I3(-4)	0.496904 (0.18823) [ 2.63991]	-0.034219 (0.20851) [-0.16411]	-0.102340 (0.13878) [-0.73743]
D_I3(-5)	-0.311741 (0.12249) [-2.54501]	0.111788 (0.13569) [ 0.82384]	0.152889 (0.09031) [ 1.69291]
D_FLY(-1)	0.145481 (0.11484) [ 1.26679]	0.057380 (0.12722) [ 0.45103]	0.012773 (0.08467) [ 0.15085]
D_FLY(-2)	0.158598 (0.10437) [ 1.51957]	0.037467 (0.11562) [ 0.32405]	-0.228989 (0.07695) [-2.97578]
D_FLY(-3)	-0.108796 (0.10348) [-1.05140]	0.418736 (0.11463) [ 3.65296]	-0.175186 (0.07629) [-2.29623]
D_FLY(-4)	0.120575 (0.11003) [ 1.09581]	-0.345246 (0.12189) [-2.83240]	0.253202 (0.08113) [ 3.12108]
D_FLY(-5)	0.069976 (0.11758) [ 0.59516]	0.053892 (0.13025) [ 0.41377]	0.126574 (0.08669) [ 1.46011]
D_INFL(-1)	0.216595 (0.15839) [ 1.36744]	0.239054 (0.17547) [ 1.36240]	1.074198 (0.11678) [ 9.19825]
D_INFL(-2)	-0.271764 (0.23260) [-1.16839]	-0.376347 (0.25766) [-1.46061]	-0.165753 (0.17149) [-0.96654]
D_INFL(-3)	0.222677 (0.23137)	0.287455 (0.25630)	0.072328 (0.17058)

	[ 0.96244]	[ 1.12155]	[ 0.42400]
D_INFL(-4)	-0.046856 (0.22122) [-0.21180]	-0.579068 (0.24507) [-2.36291]	-0.313537 (0.16311) [-1.92229]
D_INFL(-5)	-0.019331 (0.14340) [-0.13481]	0.292854 (0.15885) [ 1.84355]	0.150095 (0.10573) [ 1.41965]
C	0.258970 (0.25200) [ 1.02765]	0.365024 (0.27916) [ 1.30757]	-0.246327 (0.18580) [-1.32577]
D(PETR_PRICE)	0.003987 (0.00414) [ 0.96290]	0.002469 (0.00459) [ 0.53829]	0.009712 (0.00305) [ 3.18135]
R-squared	0.964779	0.502704	0.963962
Adj. R-squared	0.955227	0.367844	0.954188
Sum sq. resids	17.32633	21.26217	9.418548
S.E. equation	0.541910	0.600313	0.399545
F-statistic	101.0080	3.727600	98.63395
Log likelihood	-51.65609	-59.43478	-28.49333
Akaike AIC	1.806739	2.011442	1.197193
Schwarz SC	2.328088	2.532790	1.718541
Mean dependent	6.446053	0.459501	2.844190
S.D. dependent	2.561065	0.755032	1.866718
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.014769	
Determinant resid covariance		0.006910	
Log likelihood		-134.4756	
Akaike information criterion		4.880936	
Schwarz criterion		6.444981	

Residentests zeigten die weitgehende Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 27: Test auf Autokorrelation (VARM II zur Inflationsprognose in Deutschland)**

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.380407	0.4963
2	8.153024	0.5188
3	9.107085	0.4274
4	7.169127	0.6195
5	4.935224	0.8399
6	10.75875	0.2926
7	6.539078	0.6850
8	22.60696	0.0071

Probs from chi-square with 9 df.

**Tabelle 28: Test auf Normalverteilung (VARM II zur Inflationsprognose in Deutschland)**

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.513640	3.341792	1	0.0675
2	0.132768	0.223279	1	0.6366
3	-0.054736	0.037950	1	0.8455
Joint		3.603021	3	0.3076

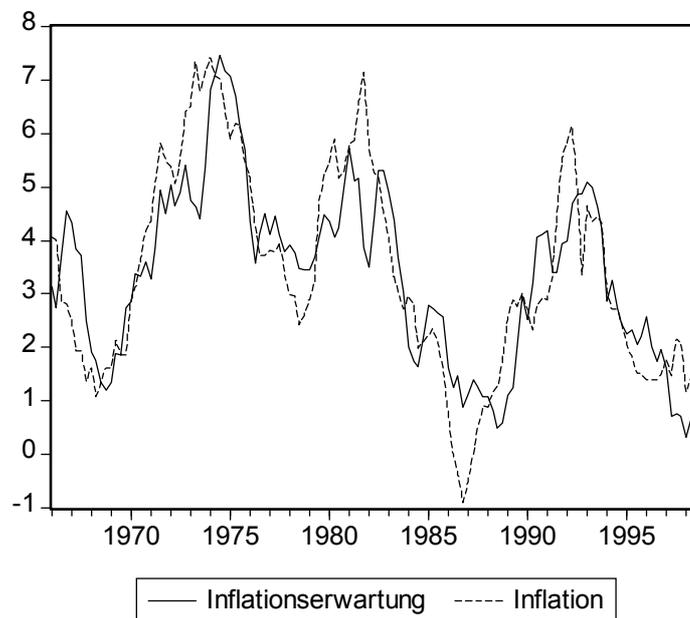
  

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
-----------	----------	--------	----	-------

1	3.040785	0.005268	1	0.9421
2	2.512553	0.752415	1	0.3857
3	2.781032	0.151833	1	0.6968
Joint		0.909515	3	0.8231
<hr/>				
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
<hr/>				
1	3.347060	2	0.1876	
2	0.975693	2	0.6139	
3	0.189783	2	0.9095	
<hr/>				
Joint		4.512536	6	0.6077
<hr/>				

Die mit diesen Modellen geschätzte Inflationserwartung hat folgenden Verlauf:

**Abbildung 86: Inflationserwartung und Inflation in Deutschland**

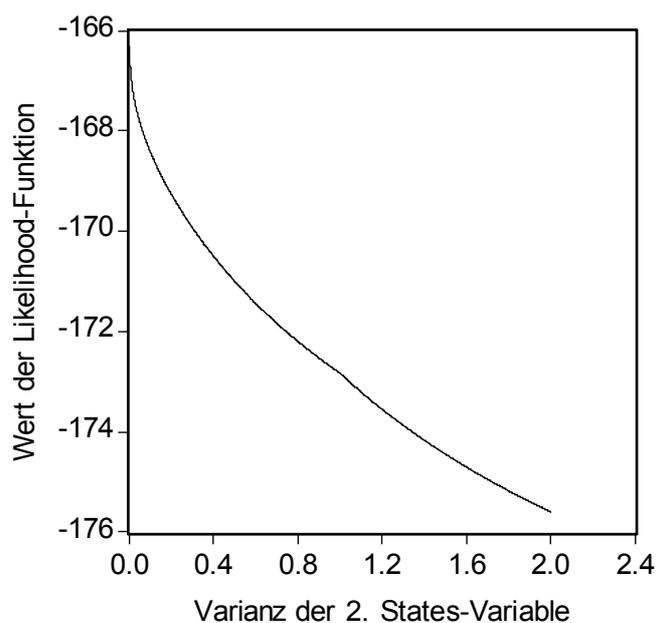


Die Setzung der Varianz der zweiten States-Gleichung  $e^\eta$  auf Null lässt sich aus folgendem Wald-Test ableiten:

**Tabelle 29: Wald-Test zur Varianzbestimmung der Taylor-Regel für Deutschland**

Wald Test:			
SSpace: D_TAYLOR_02			
Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	17.52826	1	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
$-1 + e^\eta$		-4.470498	1.067792
Restrictions are linear in coefficients.			

Zusätzlich wurde in einem iterativen Verfahren der Wert der Likelihood-Funktion bestimmt, der sich aus dem Einsetzen einer Varianz aus dem Intervall [0;2] für die zweite States-Variable ergibt; die Schrittgröße hierbei war 0.000002.

**Abbildung 87: Iterative Prozedur zur Bestimmung der Varianz  $e^\eta$** 

**Tabelle 30: Schätzergebnisse einer zeitvariablen Taylor-Regel für Deutschland**

Sspace: D_TAYLOR_03				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Date: 09/08/04 Time: 12:24				
Sample: 1965:1 1998:4				
Included observations: 136				
Convergence achieved after 1 iteration				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\rho$	0.488044	0.085649	5.698201	0.0000
$\alpha$	4.394061	0.498301	8.818081	0.0000
$\lambda$	-2.295562	0.322182	-7.125037	0.0000
$\Phi$	-2.001460	0.338142	-5.918993	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$\beta_t$	-0.306784	0.478901	-0.640601	0.5218
$\gamma_t$	0.679057	0.153170	4.433369	0.0000
Log likelihood	-164.2960	Akaike info criterion		2.474941
Parameters	4	Schwarz criterion		2.560608
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		2.509754

Leider kann für die Ein-Schritt-Prognosefehler der Beobachtungsgleichung die Normalverteilungshypothese nicht gehalten werden, was wahrscheinlich am Strukturbruch um die Wiedervereinigung zu Beginn der 90er Jahre liegt:

**Tabelle 31: Deskriptive Teststatistik für die Prognosefehler der Taylor-Regel in Deutschland**

	Prognosefehler
Mean	-0.013385
Median	-0.015725
Maximum	3.601997
Minimum	-2.777560
Std. Dev.	1.008078
Skewness	0.315214
Kurtosis	4.576292
Jarque-Bera	11.04819

Probability	0.003989
Sum	-1.231397
Sum Sq. Dev.	92.47607
Observations	92

### 6.3.2 Lohnpolitik

**Tabelle 32: Schätzergebnisse der Lohngleichung für Deutschland**

Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1970:1 2003:3				
Included observations: 135				
Convergence achieved after 12 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\alpha$	1.550536	0.284786	5.444563	0.0000
$\beta$	0.489517	0.171991	2.846184	0.0044
$\gamma$	-0.741656	0.331779	-2.235390	0.0254
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^1$	-0.457791	0.888115	-0.515463	0.6062
Log likelihood	-265.3730	Akaike info criterion		3.975896
Parameters	3	Schwarz criterion		4.040457
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		4.002132

**Tabelle 33: Schätzergebnisse des Lohn-Preis-Systems für Deutschland**

Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1970:1 2003:3				
Included observations: 135				
Convergence achieved after 7 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\sigma$	0.610872	0.143787	4.248448	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^2$	-0.361552	1.500389	-0.240972	0.8096
Log likelihood	-265.8169	Akaike info criterion		3.952843
Parameters	1	Schwarz criterion		3.974364
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.961588

Die Ein-Schritt-Prognosefehler der beiden Zustandsraummodelle Lohngleichung und Lohn-Preis-System sind annähernd normalverteilt (siehe Jarque-Bera-Statistik), wenn man den Strukturbruch um 1991 nicht in die Analyse einbezieht. Dies weist auch auf eine Normalverteilung der Schätzresiduen hin; die Gültigkeit der zugrunde liegenden Maximum-Likelihood-Schätzung ist also gegeben:

**Tabelle 34: Deskriptive Teststatistik I für die Prognosefehler der des Lohn-Preis-Systems in Deutschland**

1970:1 bis 1990:4	Prognosefehler der Lohngleichung	Prognosefehler des Lohn-Preis-Systems
Mean	-0.022413	0.044644
Median	-0.021209	-0.003123
Maximum	3.775594	5.277281
Minimum	-3.836430	-5.482432
Std. Dev.	1.441171	1.946192
Skewness	0.032493	-0.087025
Kurtosis	3.700352	3.839302
Jarque-Bera	1.731505	2.571526
Probability	0.420735	0.276440
Sum	-1.882682	3.750067
Sum Sq. Dev.	172.3888	314.3762
Observations	84	84

**Tabelle 35: Deskriptive Teststatistik II für die Prognosefehler der des Lohn-Preis-Systems in Deutschland**

1992:1 bis 2003:4	Prognosefehler der Lohngleichung	Prognosefehler des Lohn-Preis-Systems
Mean	-0.018742	0.020362
Median	-0.013389	0.244850
Maximum	2.548711	2.963761
Minimum	-2.447966	-2.583006
Std. Dev.	1.065518	1.113348
Skewness	0.132940	-0.262928
Kurtosis	2.872209	3.249725
Jarque-Bera	0.170419	0.663653
Probability	0.918320	0.717612
Sum	-0.880852	0.956996
Sum Sq. Dev.	52.22513	57.01899
Observations	47	47

### 6.3.2.1 Außenwirtschaft

### 6.3.2.2 Schätzung einer Taylor-Regel mit Wechselkurs

#### Schätzung für den Zeitraum 1964:1 bis 1990:2 mit einer zweiten Verzögerung des Zinssatzes

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1964:01 To 1989:04

Usable Observations 104  
Function Value 15.10629102

Dependent Variable D\_I3  
Centered R\*\*2 0.855455  
R Bar \*\*2 0.856845  
Uncentered R\*\*2 0.979140  
T x R\*\*2 101.831  
Mean of Dependent Variable 6.3749038462  
Std Error of Dependent Variable 2.6306915165  
Standard Error of Estimate 0.9953453504  
Sum of Squared Residuals 103.03408612  
Durbin-Watson Statistic 1.598325

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	2.648828427	1.149171691	2.30499	0.02116717
2. $\beta$	1.009396695	0.287249927	3.51400	0.00044141
3. $\gamma$	0.794176246	0.410209828	1.93602	0.05286471
4. $\theta$	0.216917016	0.548406524	0.39554	0.69244400
5. $\rho(1)$	0.966051170	0.123511444	7.82155	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.244226242	0.117803664	-2.07316	0.03815708

#### Schätzung für den Zeitraum 1964:1 bis 1990:2 ohne zweite Verzögerung des Zinssatzes

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1964:01 To 1989:04

Usable Observations 104  
Function Value 18.07512141

Dependent Variable D\_I3  
Centered R\*\*2 0.844825  
R Bar \*\*2 0.846317  
Uncentered R\*\*2 0.977606  
T x R\*\*2 101.671  
Mean of Dependent Variable 6.3749038462  
Std Error of Dependent Variable 2.6306915165  
Standard Error of Estimate 1.0312931713  
Sum of Squared Residuals 110.61082294  
Durbin-Watson Statistic 1.402764

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	1.2888290173	0.6193580329	2.08091	0.03744204
2. $\beta$	0.4486485104	0.2216902580	2.02376	0.04299456
3. $\gamma$	0.6120039339	0.1996253363	3.06576	0.00217115

4. $\theta$	0.4116927947	0.2875161101	1.43189	0.15217396
5. $\rho(1)$	0.7575375366	0.0742775822	10.19874	0.00000000

### Schätzung für den Zeitraum 1990:1 bis 1998:4 mit einer zweiten Verzögerung des Zinssatzes

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1990:01 To 1998:04

Usable Observations 32  
 Total Observations 36  
 Skipped/Missing 4  
 Function Value 18.63104690

Dependent Variable D\_I3  
 Centered R\*\*2 0.992798  
 R Bar \*\*2 0.993023  
 Uncentered R\*\*2 0.999082  
 T x R\*\*2 31.971  
 Mean of Dependent Variable 6.3837500000  
 Std Error of Dependent Variable 2.4784825613  
 Standard Error of Estimate 0.2070191086  
 Sum of Squared Residuals 1.3714211629  
 Durbin-Watson Statistic 1.811441

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	4.123194934	1.996450852	2.06526	0.03889818
2. $\beta$	-0.229045006	1.048507278	-0.21845	0.82707956
3. $\gamma$	3.657938889	1.606441037	2.27705	0.02278353
4. $\theta$	-0.546274167	0.682771200	-0.80008	0.42366225
5. $\rho(1)$	1.319957203	0.129027309	10.23006	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.378392972	0.119607928	-3.16361	0.00155825

### Schätzung für den Zeitraum 1990:1 bis 1998:4 ohne zweite Verzögerung des Zinssatzes

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1990:01 To 1998:04

Usable Observations 32  
 Total Observations 36  
 Skipped/Missing 4  
 Function Value 22.20679843

Dependent Variable D\_I3  
 Centered R\*\*2 0.990712  
 R Bar \*\*2 0.991002  
 Uncentered R\*\*2 0.998817  
 T x R\*\*2 31.962  
 Mean of Dependent Variable 6.3837500000  
 Std Error of Dependent Variable 2.4784825613  
 Standard Error of Estimate 0.2350985986  
 Sum of Squared Residuals 1.7686832335  
 Durbin-Watson Statistic 1.206525

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	0.407029800	0.232245593	1.75258	0.07967352
2. $\beta$	-0.002433214	0.107390949	-0.02266	0.98192345

3. $\gamma$	0.524673811	0.073913490	7.09849	0.00000000
4. $\theta$	-0.016671272	0.066652707	-0.25012	0.80249343
5. $\rho(1)$	0.922819775	0.033870282	27.24571	0.00000000

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:01 bis 1990:04

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable D\_I3

Quarterly Data From 1960:01 To 1990:04

Usable Observations 104  
 Degrees of Freedom 98  
 Total Observations 124  
 Skipped/Missing 20  
 Centered R\*\*2 0.885903  
 R Bar \*\*2 0.880082  
 Uncentered R\*\*2 0.984418  
 T x R\*\*2 102.379  
 Mean of Dependent Variable 6.5441346154  
 Std Error of Dependent Variable 2.6152141165  
 Standard Error of Estimate 0.9056279592  
 Sum of Squared Residuals 80.375876043  
 Regression F(5,98) 152.1838  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 1.857972

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	0.954126863	0.255597658	3.73292	0.00031764
2. D_EINFL	0.028127489	0.050116988	0.56124	0.57591737
3. D_YGAP	0.298128547	0.068862765	4.32931	0.00003613
4. D_GRNEER	0.022196928	0.047721574	0.46513	0.64286739
5. D_I3{1}	1.068718479	0.099418855	10.74966	0.00000000
6. D_I3{2}	-0.232206537	0.098488697	-2.35770	0.02037569

Joint Statistic = **1.84014296**

Individual Stability Test Statistics:

Constant 0.16516307  
 D\_EINFL 0.12028821  
 D\_YGAP 0.11902819  
 D\_GRNEER 0.35338087  
 D\_I3{1} 0.20188339  
 D\_I3{2} 0.17725775  
 Variance 0.59324958

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1990:01 bis 1998:04

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable D\_I3

Quarterly Data From 1990:01 To 1998:04

Usable Observations 36  
 Degrees of Freedom 30  
 Centered R\*\*2 0.993107  
 R Bar \*\*2 0.991959

Uncentered R\*\*2 0.999022  
 T x R\*\*2 35.965  
 Mean of Dependent Variable 6.0683333333  
 Std Error of Dependent Variable 2.5019278281  
 Standard Error of Estimate 0.2243559110  
 Sum of Squared Residuals 1.5100672434  
 Regression F(5,30) 864.5076  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 2.036871

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.276690168	0.122513217	2.25845	0.03134789
2. D_EINFL	-0.051981855	0.057215775	-0.90852	0.37084301
3. D_YGAP	0.206684166	0.059904436	3.45023	0.00168494
4. D_GRNEER	-0.001242677	0.029044604	-0.04279	0.96615631
5. D_I3{1}	1.191473132	0.138493048	8.60313	0.00000000
6. D_I3{2}	-0.240720456	0.142718443	-1.68668	0.10203836

Joint Statistic = **1.14374192**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.11945959
D_EINFL	0.13516508
D_YGAP	0.24203652
D_GRNEER	0.15762552
D_I3{1}	0.13325183
D_I3{2}	0.12501524
Variance	0.12486554

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1960:01 bis 1998:04

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable D\_I3

Quarterly Data From 1960:01 To 1998:04

Usable Observations 136  
 Degrees of Freedom 130  
 Total Observations 156  
 Skipped/Missing 20  
 Centered R\*\*2 0.907877  
 R Bar \*\*2 0.904334  
 Uncentered R\*\*2 0.986906  
 T x R\*\*2 134.219  
 Mean of Dependent Variable 6.3610294118  
 Std Error of Dependent Variable 2.5988493977  
 Standard Error of Estimate 0.8038235979  
 Sum of Squared Residuals 83.997208950  
 Regression F(5,130) 256.2309  
 Significance Level of F 0.00000000  
 Durbin-Watson Statistic 1.854505

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.774467202	0.194978738	3.97206	0.00011738
2. D_EINFL	0.032180052	0.042474143	0.75764	0.45003850
3. D_YGAP	0.290209633	0.058495853	4.96120	0.00000215
4. D_GRNEER	0.027365430	0.038694140	0.70722	0.48069305

5. D_I3{1}	1.090470390	0.086546135	12.59987	0.00000000		
6. D_I3{2}	-0.237849723	0.084733169	-2.80704	0.00577018		
Joint Statistic = <b>2.52854130</b>						
Individual Stability Test Statistics:						
Constant	0.10803901					
D_EINFL	0.06974868					
D_YGAP	0.08442578					
D_GRNEER	0.29692789					
D_I3{1}	0.09928806					
D_I3{2}	0.08723641					
Variance	1.33221332					
Asymptotic Critical Values:						
-----						
Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470						
Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

**Tabelle 36: Schätzergebnisse der zeitvariablen Taylor-Regel mit Wechselkurs für Deutschland**

Sspace: D_TAYLOR_WK					
Method: Maximum likelihood (Marquardt)					
Sample: 1960Q1 1998Q4					
Included observations: 140					
Convergence achieved after 1 iteration					
		Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	$\rho$	0.434234	0.083578	5.195546	0.0000
	$\alpha$	4.520223	0.568104	7.956685	0.0000
	$\lambda$	-2.178230	0.271371	-8.026753	0.0000
	$\Phi$	-2.274282	0.332109	-6.848000	0.0000
	$\kappa$	-7.660989	1.310384	-5.846371	0.0000
		Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
	$\beta_t$	-0.495363	1.498915	-0.330481	0.7410
	$\gamma_t$	0.624371	0.139994	4.459991	0.0000
	$\theta_t$	0.088623	0.124992	0.709031	0.4783
Log likelihood		-181.5600	Akaike info criterion		2.665143
Parameters		5	Schwarz criterion		2.770201
Diffuse priors		3	Hannan-Quinn criter.		2.707835

### 6.3.2.3 Schätzung einer Taylor-Regel mit US-amerikanischem Zinssatz

#### Schätzung für den Zeitraum 1960:1 bis 1979:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1960:01 To 1979:04

Usable Observations	72
Total Observations	80
Skipped/Missing	8
Function Value	18.24181369

Dependent Variable	D_I3
Centered R**2	0.868237
R Bar **2	0.870067
Uncentered R**2	0.978375
T x R**2	70.443
Mean of Dependent Variable	5.8495833333
Std Error of Dependent Variable	2.6101958469
Standard Error of Estimate	0.9408784293
Sum of Squared Residuals	63.738159751
Durbin-Watson Statistic	1.956596

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	0.546110916	2.778441794	0.19655	0.84417740
2. $\beta$	0.715607464	0.427787005	1.67281	0.09436421
3. $\gamma$	0.779753164	0.441018741	1.76807	0.07704876
4. $\theta$	0.475037112	0.576940521	0.82337	0.41029605
5. $\rho(1)$	0.914847345	0.123914950	7.38286	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.200522940	0.111121599	-1.80454	0.07114730

#### Schätzung für den Zeitraum 1983:1 bis 1998:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1983:01 To 1998:04

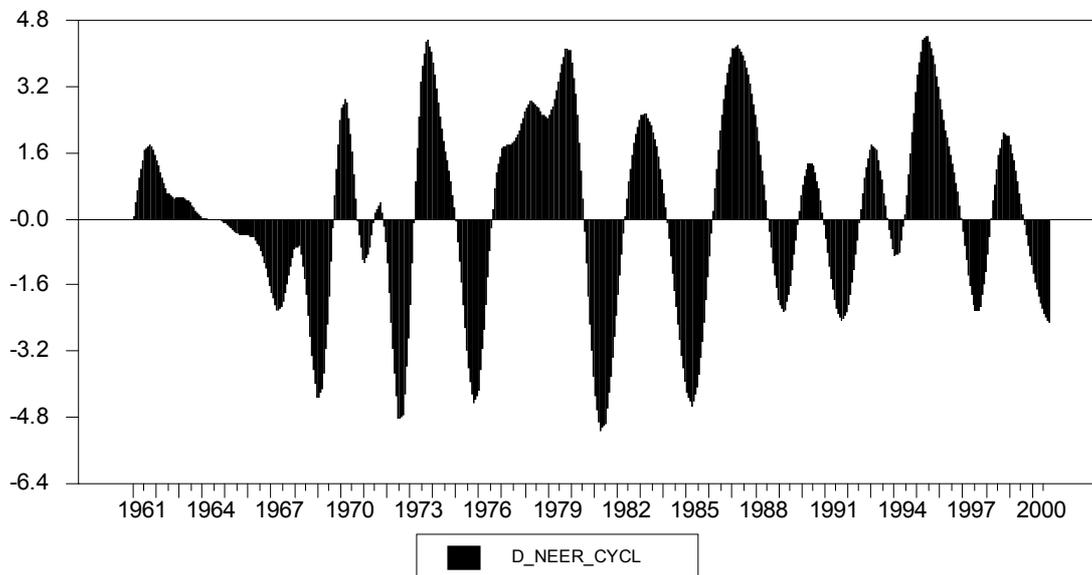
Usable Observations	64
Function Value	16.19874700

Dependent Variable	D_I3
Centered R**2	0.967857
R Bar **2	0.968360
Uncentered R**2	0.996456
T x R**2	63.773
Mean of Dependent Variable	5.7468750000
Std Error of Dependent Variable	2.0389982562
Standard Error of Estimate	0.3626922748
Sum of Squared Residuals	8.4189239184
Durbin-Watson Statistic	2.116026

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	0.519517798	1.709383155	0.30392	0.76118792
2. $\beta$	1.180326392	0.335780762	3.51517	0.00043947
3. $\gamma$	0.711523298	0.489749766	1.45283	0.14627088
4. $\theta$	0.438705852	0.269049131	1.63058	0.10297919
5. $\rho(1)$	1.165149505	0.118769444	9.81018	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.310246131	0.099379006	-3.12185	0.00179720

### 6.3.2.4 Schätzung einer Taylor-Regel mit der zyklischen Komponente des Wechselkurses

Abbildung 88: Zyklische Komponente des nominalen effektiven Wechselkurses (Band-Pass-Filter)



#### Schätzung für den Zeitraum von 1960:1 bis 1983:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1960:01 To 1983:04

Usable Observations 88  
 Total Observations 96  
 Skipped/Missing 8  
 Function Value 26.58986238

Dependent Variable D\_I3  
 Centered R\*\*2 0.884207  
 R Bar \*\*2 0.885523  
 Uncentered R\*\*2 0.981116  
 T x R\*\*2 86.338  
 Mean of Dependent Variable 6.4361363636  
 Std Error of Dependent Variable 2.8573677429  
 Standard Error of Estimate 0.9667748077  
 Sum of Squared Residuals 82.249510527  
 Durbin-Watson Statistic 1.984826

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. $\alpha$	2.605801788	2.110370131	1.23476	0.21691963
2. $\beta$	0.972926169	0.521582706	1.86533	0.06213455
3. $\gamma$	1.210300979	0.646335082	1.87256	0.06112922
4. $\theta$	-0.236789005	0.244606500	-0.96804	0.33302413
5. $\rho(1)$	1.008549872	0.103814885	9.71489	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.206457809	0.102012344	-2.02385	0.04298546

**Schätzung für den Zeitraum von 1979:1 bis 1998:4**

Generalized Method of Moments

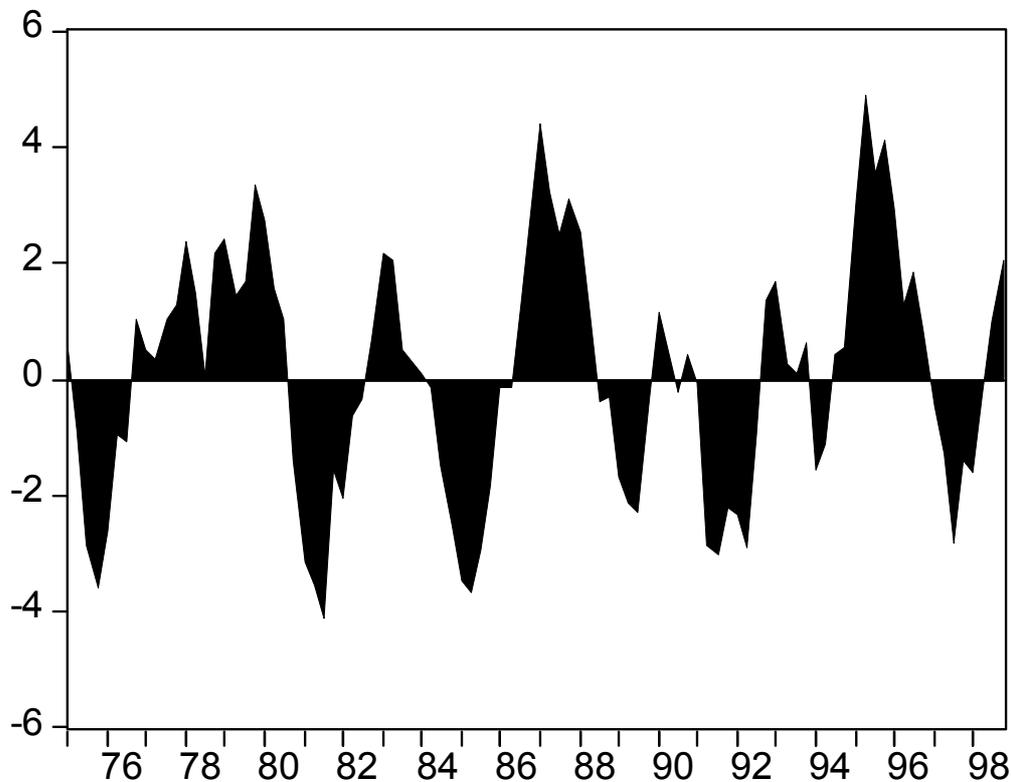
Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 &lt; 0.0000100

Quarterly Data From 1979:01 To 1998:04

Usable Observations	80
Function Value	16.09603671

Dependent Variable	D_I3
Centered R**2	0.958531
R Bar **2	0.959049
Uncentered R**2	0.994536
T x R**2	79.563
Mean of Dependent Variable	6.4580000000
Std Error of Dependent Variable	2.5316249847
Standard Error of Estimate	0.5123083859
Sum of Squared Residuals	20.996790580
Durbin-Watson Statistic	2.120603

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	3.800099989	0.692548604	5.48712	0.00000004
2. $\beta$	1.014299391	0.238436369	4.25396	0.00002100
3. $\gamma$	0.743725753	0.451004958	1.64904	0.09913920
4. $\theta$	-0.361467321	0.123368739	-2.92998	0.00338989
5. $\rho(1)$	1.091120238	0.110359593	9.88695	0.00000000
6. $\rho(2)$	-0.280200586	0.095000473	-2.94947	0.00318324

**Abbildung 89: Zyklische Komponente des nominalen effektiven Wechselkurses (HP-Filter)**

**Tabelle 37: Schätzergebnisse der zeitvariablen Taylor-Regel mit zyklischer Komponente des Wechselkurses für Deutschland**

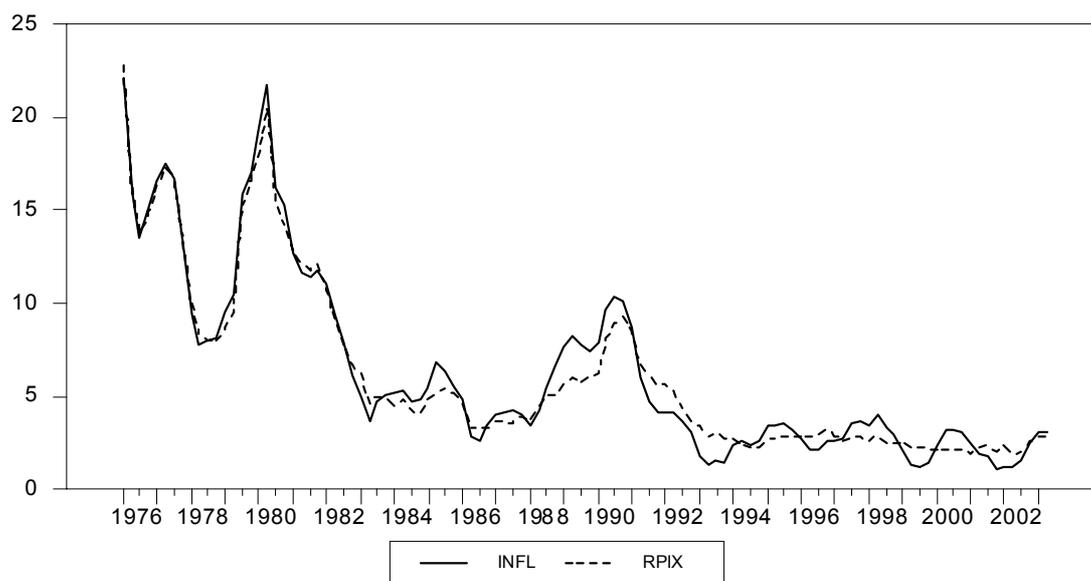
Sspace: D_TAYLOR_NEER_CYCL				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1970Q1 1998Q4				
Included observations: 116				
Convergence achieved after 30 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\rho$	0.479603	0.086313	5.556561	0.0000
$\alpha$	4.702377	0.470439	9.995729	0.0000
$\Phi$	-2.211134	0.374630	-5.902178	0.0000
$\eta$	-3.308901	1.457690	-2.269963	0.0232
$\kappa$	-3.486030	0.615580	-5.663004	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$\beta_t$	-0.453044	0.486789	-0.930677	0.3520
$\gamma_t$	1.476939	0.632277	2.335905	0.0195
$\theta_t$	0.358319	0.330880	1.082928	0.2788
Log likelihood	-137.2569	Akaike info criterion		2.452704
Parameters	5	Schwarz criterion		2.571394
Diffuse priors	3	Hannan-Quinn criter.		2.500886

## 6.4 Ergebnisse der Schätzung der wirtschaftspolitischen Ausrichtung Großbritanniens

### 6.4.1 Geldpolitik

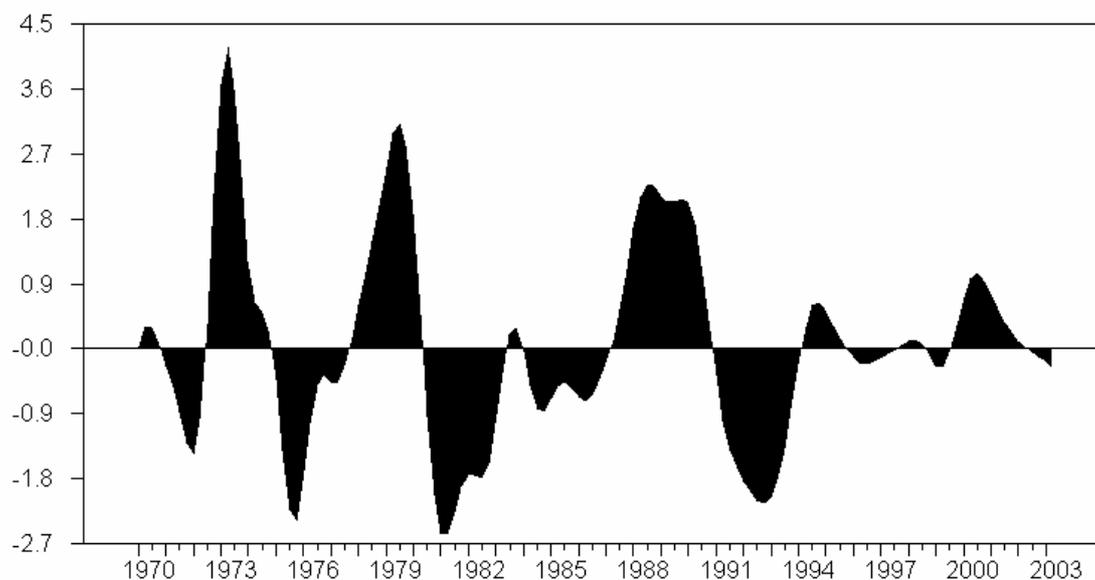
#### 6.4.1.1 Methode „Taylor-Regel“

##### 6.4.1.1.1 Schätzung mit der Verallgemeinerten Momentenmethode

**Abbildung 90: Verlauf von CPI-Inflation und RPIX-Inflation**

Das über den Bandpass-Filter geschätzte Produktionslücke ist in

Abbildung 79 dargestellt.

**Abbildung 91: Über BP-Filter geschätzte Produktionslücke in Großbritannien**

**Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1979:1 bis 1990:4**

Generalized Method of Moments

Convergence in 5 Iterations. Final criterion was 0.0000000 &lt; 0.0000100

Quarterly Data From 1979:01 To 1990:04

Usable Observations 48

Function Value 10.63736780

Dependent Variable I3

Centered R\*\*2 0.829188 R Bar \*\*2 0.832747

Uncentered R\*\*2 0.994175 T x R\*\*2 47.720

Mean of Dependent Variable 11.64333333

Std Error of Dependent Variable 2.210966221

Standard Error of Estimate 0.904209941

Sum of Squared Residuals 39.244589606

Durbin-Watson Statistic 1.861197

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	5.3035867677	1.1003572495	4.81988	0.00000144
2. $\beta$	0.0308152908	0.1229436362	0.25065	0.80208806
3. $\gamma$	1.0535857847	0.3238418088	3.25340	0.00114034
4. $\theta$	0.8611513330	0.1713133302	5.02676	0.00000050
5. $\rho(1)$	0.5891227798	0.0933780504	6.30901	0.00000000

**Ergebnis der Schätzung für die Zeit von 1993:1 bis 2003:2**

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000003 &lt; 0.0000100

Quarterly Data From 1993:01 To 2003:02

Usable Observations 38

Total Observations 42 Skipped/Missing 4

Function Value 13.95218003

Dependent Variable I3

Centered R\*\*2 0.890063 R Bar \*\*2 0.892956

Uncentered R\*\*2 0.997660 T x R\*\*2 37.911

Mean of Dependent Variable 5.6152631579

Std Error of Dependent Variable 0.8392716818

Standard Error of Estimate 0.2745898355

Sum of Squared Residuals 2.8651839544

Durbin-Watson Statistic 1.843806

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	1.771917896	4.632881749	0.38247	0.70211604
2. $\beta$	1.532178366	1.803613148	0.84950	0.39560036
3. $\rho(1)$	1.394836123	0.094061315	14.82901	0.00000000
4. $\rho(2)$	-0.479930461	0.075725694	-6.33775	0.00000000

**6.4.1.1.2 Schätzung mittels eines Zustandsraummodells**

Die Schätzung der exogenen Inflationserwartung erfolgte mittels eines VAR-Modells aus der Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, dem kurzfristigen Zinssatz, der auf der Basis des RPIX berechneten Inflation und einem Ölpreisindex.

In Anlehnung an obige Stabilitätstestergebnisse wurden VARs für zwei getrennte Perioden spezifiziert:

**Modell für den Zeitraum 1977:1 bis 1992:4:**

**Tabelle 38: VAR-Modell I zur Inflationsprognose in Großbritannien**

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 1977Q1 1992Q4			
Included observations: 64 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	GR_Y	D(I3)	RPIX
GR_Y(-1)	0.501676 (0.13456) [ 3.72839]	0.419344 (0.21726) [ 1.93011]	0.483592 (0.12994) [ 3.72180]
GR_Y(-2)	0.282383 (0.17841) [ 1.58274]	-0.303370 (0.28808) [-1.05306]	-0.608713 (0.17229) [-3.53312]
GR_Y(-3)	0.300106 (0.19776) [ 1.51754]	-0.157909 (0.31932) [-0.49452]	-0.010986 (0.19097) [-0.05753]
GR_Y(-4)	-0.313346 (0.14426) [-2.17210]	0.332652 (0.23293) [ 1.42810]	0.223379 (0.13931) [ 1.60352]
D(I3(-1))	0.018855 (0.08486) [ 0.22219]	-0.034748 (0.13702) [-0.25360]	-0.028873 (0.08194) [-0.35235]
D(I3(-2))	0.067207 (0.08453) [ 0.79507]	0.042728 (0.13649) [ 0.31305]	0.003602 (0.08163) [ 0.04413]
D(I3(-3))	-0.195298 (0.08725) [-2.23843]	-0.051788 (0.14088) [-0.36761]	0.134275 (0.08425) [ 1.59374]
D(I3(-4))	-0.066211	-0.099060	-0.050860

	(0.08866)	(0.14316)	(0.08562)
	[-0.74679]	[-0.69195]	[-0.59405]
RPIX(-1)	-0.028339	0.245779	1.511100
	(0.14135)	(0.22823)	(0.13649)
	[-0.20050]	[ 1.07690]	[ 11.0710]
RPIX(-2)	-0.309787	-0.394255	-0.461176
	(0.25926)	(0.41862)	(0.25035)
	[-1.19490]	[-0.94180]	[-1.84209]
RPIX(-3)	0.165827	0.282644	-0.263091
	(0.24892)	(0.40193)	(0.24037)
	[ 0.66618]	[ 0.70321]	[-1.09450]
RPIX(-4)	0.096785	-0.052792	0.163151
	(0.12310)	(0.19877)	(0.11888)
	[ 0.78621]	[-0.26559]	[ 1.37245]
C	0.976821	-1.195558	0.100930
	(0.44049)	(0.71125)	(0.42537)
	[ 2.21757]	[-1.68091]	[ 0.23728]
D(PCM)	0.002883	-0.006462	0.010396
	(0.00746)	(0.01204)	(0.00720)
	[ 0.38665]	[-0.53673]	[ 1.44379]
R-squared	0.826438	0.205355	0.953393
Adj. R-squared	0.781312	-0.001252	0.941275
Sum sq. resids	60.86044	158.6751	56.75221
S.E. equation	1.103272	1.781433	1.065385
F-statistic	18.31401	0.993938	78.67656
Log likelihood	-89.20248	-119.8673	-86.96603
Akaike AIC	3.225077	4.183353	3.155189
Schwarz SC	3.697333	4.655608	3.627444
Mean dependent	1.990405	0.054531	7.937500
S.D. dependent	2.359231	1.780318	4.396373
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.689036	
Determinant resid covariance		1.759069	
Log likelihood		-290.5093	
Akaike information criterion		10.39092	

Schwarz criterion	11.80768
-------------------	----------

Residuentests zeigten die Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 39: Test auf Autokorrelation des VARM I zur Inflationsprognose in Großbritannien**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Date: 10/15/04 Time: 17:58		
Sample: 1976Q1 1992Q4		
Included observations: 64		
Lags	LM-Stat	Prob
1	12.22264	0.2010
2	7.866034	0.5477
3	9.281396	0.4117
4	8.994176	0.4378
5	12.97618	0.1637
6	11.30433	0.2554
7	9.934239	0.3558
8	4.771854	0.8537
9	4.678305	0.8614
10	9.061944	0.4316
11	2.670300	0.9759
12	10.07070	0.3448
Probs from chi-square with 9 df.		

**Tabelle 40: Test auf Normalverteilung des VARM I zur Inflationsprognose in Großbritannien**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 10/15/04 Time: 17:59				
Sample: 1976Q1 1992Q4				
Included observations: 64				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.319012	1.085535	1	0.2975

2	0.477150	2.428502	1	0.1191
3	-0.088090	0.082772	1	0.7736
Joint		3.596810	3	0.3084
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.522467	0.608101	1	0.4355
2	1.905325	3.195505	1	0.0738
3	2.048691	2.413305	1	0.1203
Joint		6.216911	3	0.1015
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	1.693636	2	0.4288	
2	5.624007	2	0.0601	
3	2.496077	2	0.2871	
Joint		9.813721	6	0.1327

### Modell für den Zeitraum 1993:1 bis 2003:3:

**Tabelle 41: VAR-Modell II zur Inflationsprognose in Großbritannien**

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 1993Q1 2003Q3			
Included observations: 43 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	GR_Y	D(I3)	RPIX
GR_Y(-1)	0.849264 (0.08636) [ 9.83425]	0.136001 (0.09880) [ 1.37659]	-0.019561 (0.04596) [-0.42563]
D(I3(-1))	0.064107	0.157461	0.075208

	(0.12892)	(0.14749)	(0.06861)
	[ 0.49725]	[ 1.06761]	[ 1.09620]
RPIX(-1)	0.415455	-0.042236	0.721357
	(0.19025)	(0.21765)	(0.10124)
	[ 2.18374]	[-0.19405]	[ 7.12488]
C	-0.617247	-0.348557	0.760637
	(0.60179)	(0.68846)	(0.32025)
	[-1.02569]	[-0.50629]	[ 2.37511]
D(PCM)	0.004783	0.003397	0.001123
	(0.00518)	(0.00593)	(0.00276)
	[ 0.92348]	[ 0.57333]	[ 0.40736]
R-squared	0.748737	0.130680	0.607350
Adj. R-squared	0.722289	0.039173	0.566019
Sum sq. resids	7.938891	10.39028	2.248331
S.E. equation	0.457076	0.522904	0.243242
F-statistic	28.30904	1.428086	14.69459
Log likelihood	-24.69169	-30.47728	2.432399
Akaike AIC	1.381009	1.650106	0.119423
Schwarz SC	1.585799	1.854897	0.324214
Mean dependent	2.846640	-0.090000	2.555814
S.D. dependent	0.867344	0.533457	0.369235
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.002805	
Determinant resid covariance		0.001936	
Log likelihood		-48.72758	
Akaike information criterion		2.964074	
Schwarz criterion		3.578446	

Residentests zeigten die Freiheit von Autokorrelation und die Normalverteilung der Fehlerterme:

**Tabelle 42: Test auf Autokorrelation des VARM II zur Inflationsprognose in Großbritannien**

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1993Q1 2003Q4		
Included observations: 43		
Lags	LM-Stat	Prob
1	11.99488	0.2136
2	7.820024	0.5524
3	3.770523	0.9259
4	10.04476	0.3469
5	3.646470	0.9331
6	10.13005	0.3401
7	8.784966	0.4574
8	4.974902	0.8365
9	6.098364	0.7300
10	5.121605	0.8236
11	4.620607	0.8660
12	7.397228	0.5958
Probs from chi-square with 9 df.		

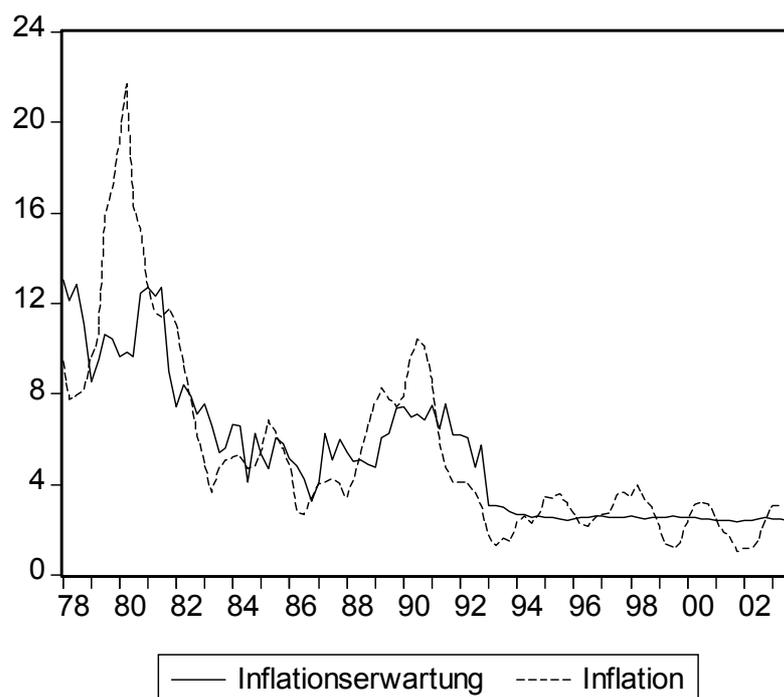
**Tabelle 43: Test auf Normalverteilung des VARM II zur Inflationsprognose in Großbritannien**

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
H0: residuals are multivariate normal				
Date: 10/15/04 Time: 18:01				
Sample: 1993Q1 2003Q4				
Included observations: 43				
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.260736	0.487212	1	0.4852
2	0.390804	1.094550	1	0.2955
3	-0.095771	0.065734	1	0.7977

Joint		1.647496	3	0.6487
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.739100	2.848515	1	0.0915
2	2.835040	0.048755	1	0.8252
3	2.885505	0.023487	1	0.8782
Joint		2.920757	3	0.4040
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	3.335727	2	0.1886	
2	1.143305	2	0.5646	
3	0.089221	2	0.9564	
Joint	4.568253	6	0.6003	

Die mit diesen Modellen geschätzte Inflationserwartung hat folgenden Verlauf:

**Abbildung 92: Inflationserwartung und Inflation in Großbritannien**



**Tabelle 44: Schätzergebnisse der zeitvariablen Taylor-Regel für Großbritannien**

Sspace: UK01				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Date: 10/15/04 Time: 18:08				
Sample: 1978Q1 2003Q4				
Included observations: 104				
Valid observations: 100				
Convergence achieved after 12 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\rho$	0.184101	0.097001	1.897932	0.0577
$\alpha$	8.803636	1.114183	7.901426	0.0000
$\Phi$	-2.562425	0.354983	-7.218435	0.0000
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$\beta_t$	-1.907018	0.628554	-3.033974	0.0024
$\gamma_t$	0.496630	1.186929	0.418416	0.6756
Log likelihood	-170.3545	Akaike info criterion		3.467090
Parameters	3	Schwarz criterion		3.545245
Diffuse priors	2	Hannan-Quinn criter.		3.498720

## 6.4.2 Lohnpolitik

**Tabelle 45: Schätzergebnisse der Lohngleichung für Großbritannien**

Sspace: WAGE				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Sample: 1982Q1 2003Q4				
Included observations: 88				
Valid observations: 56				
Convergence achieved after 11 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\alpha$	2.839176	1.398867	2.029626	0.0424
$\beta$	0.580297	0.344909	1.682465	0.0925

$\gamma$	-2.331796	0.643815	-3.621842	0.0003
$\lambda$	-0.762945	0.306513	-2.489111	0.0128
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^1$	-2.538697	1.339303	-1.895536	0.0580
Log likelihood	-95.91915	Akaike info criterion		3.568541
Parameters	4	Schwarz criterion		3.713209
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.624628

**Tabelle 46: Schätzergebnisse des Lohn-Preis-Systems für Großbritannien**

Sspace: WAGEPRICE				
Method: Maximum likelihood (Marquardt)				
Date: 12/02/04 Time: 11:43				
Sample: 1982Q1 2003Q4				
Included observations: 88				
Valid observations: 56				
Convergence achieved after 5 iterations				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
$\sigma$	0.147782	0.193591	0.763374	0.4452
	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
$z_t^2$	-2.041741	1.866215	-1.094055	0.2739
Log likelihood	-90.69199	Akaike info criterion		3.274714
Parameters	1	Schwarz criterion		3.310881
Diffuse priors	1	Hannan-Quinn criter.		3.288736

Die Ein-Schritt-Prognosefehler der beiden Zustandsraummodelle Lohngleichung und Lohn-Preis-System sind normalverteilt (siehe Jarque-Bera-Statistik), was auch auf eine Normalverteilung der Schätzresiduen hinweist; die Gültigkeit der zugrunde liegenden Maximum-Likelihood-Schätzung ist also gegeben:

**Tabelle 47: Deskriptive Teststatistik für das Lohn-Preis-System in Großbritannien**

	Prognosefehler der Lohnleichung	Prognosefehler des Lohn-Preis- Systems
Mean	-0.055984	0.076695
Median	0.163633	0.163969
Maximum	2.140014	2.766865
Minimum	-2.660049	-2.160815
Std. Dev.	1.208115	1.107792
Skewness	-0.374867	0.182691
Kurtosis	2.551197	2.778033
Jarque-Bera Probability	1.717929 0.423600	0.411240 0.814142
Sum	-3.023151	4.141544
Sum Sq. Dev.	77.35577	65.04173
Observations	54	54

### 6.4.3 Fiskalpolitik

Die Staatseinnahmen und -ausgaben wurden anhand des Economic Outlook der OECD nach folgenden Definitionen errechnet:

Staatseinnahmen	= Steuern (Total Direct Taxes, Indirect Taxes) + Sozialbeiträge (Social security Contributions) + Vermögensübertragungen (Capital Tax and Transfer Receipts) + sonstige Übertragungen von Haushalten und Unternehmen (Other Current Transfers) + Vermögenseinkommen (Gross Interest Receipts)
-----------------	--

Staatsausgaben	= Staatlicher Konsum (Government Consumption) - Abschreibungen (Consumption of Fixed Capital) + Investitionen (Fixed Investment) + Sozialleistungen (Social Benefits) + Zinszahlungen (Gross Interest Payments) + Vermögensübertragungen (Capital Transfers and Transactions, Other Current Transfers) + Subventionen
----------------	--

Das Preisniveau wurde durch den GDP-Deflator bestimmt.

#### 6.4.4 Außenwirtschaft

##### Schätzung für den Zeitraum 1978:1 bis 1992:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1978:01 To 1992:04

Usable Observations 60  
Function Value 13.94519460

Dependent Variable I3  
Centered R\*\*2 0.632592  
R Bar \*\*2 0.638715  
Uncentered R\*\*2 0.982356  
T x R\*\*2 58.941  
Mean of Dependent Variable 11.350166667  
Std Error of Dependent Variable 2.570788636  
Standard Error of Estimate 1.545223348  
Sum of Squared Residuals 143.26291165  
Durbin-Watson Statistic 2.164772

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	8.322686477	2.033352082	4.09309	0.00004257
2. $\beta$	0.464220663	0.270775290	1.71441	0.08645291
3. $\gamma$	0.418997092	0.596750012	0.70213	0.48259704
4. $\theta$	-0.016674281	0.136247677	-0.12238	0.90259639
5. $\rho(1)$	0.727882228	0.073391182	9.91784	0.00000000

##### Schätzung für den Zeitraum 1992:1 bis 2000:4

Generalized Method of Moments

Convergence in 2 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000100

Quarterly Data From 1992:01 To 2000:04

Usable Observations 36  
Function Value 21.92048512

Dependent Variable I3  
Centered R\*\*2 0.856295  
R Bar \*\*2 0.860286  
Uncentered R\*\*2 0.993566  
T x R\*\*2 35.768  
Mean of Dependent Variable 6.33111111111  
Std Error of Dependent Variable 1.3900930653  
Standard Error of Estimate 0.5195928366  
Sum of Squared Residuals 9.7191617723  
Durbin-Watson Statistic 1.804048

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. $\alpha$	-2.698972318	4.025559953	-0.67046	0.50256533
2. $\beta$	2.484469799	1.360357130	1.82634	0.06779960
3. $\gamma$	0.493494992	0.834453496	0.59140	0.55425309
4. $\theta$	0.121646779	0.065958226	1.84430	0.06513938
5. $\rho(1)$	0.847092419	0.087902787	9.63670	0.00000000

**Stabilitätstest für den Zeitraum 1978:1 bis 2003:2**

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable I3

Quarterly Data From 1978:01 To 2003:02

Usable Observations	102
Degrees of Freedom	96
Centered R**2	0.884346
R Bar **2	0.878322
Uncentered R**2	0.984591
T x R**2	100.428
Mean of Dependent Variable	8.9692156863
Std Error of Dependent Variable	3.5338943504
Standard Error of Estimate	1.2327065575
Sum of Squared Residuals	145.87828387
Regression F(5,96)	146.8118
Significance Level of F	0.00000000
Durbin-Watson Statistic	2.066991

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.439386451	0.341017361	1.28846	0.20068332
2. EINF	0.201029298	0.050146775	4.00882	0.00012063
3. YGAP	0.372734208	0.103256721	3.60978	0.00048929
4. I3{1}	0.704226375	0.097391944	7.23085	0.00000000
5. I3{2}	0.127030647	0.093533360	1.35813	0.17760514
6. GRNEER	-0.019788185	0.018033254	-1.09732	0.27524790

Joint Statistic = **1.98495787**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.09988047
EINF	0.02138843
YGAP	0.03292247
I3{1}	0.04261447
I3{2}	0.04628519
GRNEER	0.27628911
Variance	1.31949369

Asymptotic Critical Values:

Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

**Stabilitätstest für den Zeitraum 1978:1 bis 1992:4**

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable I3

Quarterly Data From 1978:01 To 1992:04

Usable Observations	60
Degrees of Freedom	54
Centered R**2	0.670719
R Bar **2	0.640230
Uncentered R**2	0.984187
T x R**2	59.051
Mean of Dependent Variable	11.350166667
Std Error of Dependent Variable	2.570788636
Standard Error of Estimate	1.541981092
Sum of Squared Residuals	128.39610708
Regression F(5,54)	21.9987
Significance Level of F	0.00000000

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif		
*****						
1. Constant	1.393091379	1.153875763	1.20731	0.23257266		
2. EINFL	0.166377214	0.088718427	1.87534	0.06615710		
3. YGAP	0.369647942	0.140254746	2.63555	0.01094202		
4. I3{1}	0.633402246	0.129870239	4.87719	0.00000989		
5. I3{2}	0.141219515	0.124133140	1.13765	0.26029120		
6. GRNEER	-0.033671600	0.032441700	-1.03791	0.30393681		
Joint Statistic = <b>0.84640351</b>						
Individual Stability Test Statistics:						
Constant	0.03909551					
EINFL	0.03568522					
YGAP	0.08764483					
I3{1}	0.04167791					
I3{2}	0.04416552					
GRNEER	0.05947516					
Variance	0.51999387					
Asymptotic Critical Values:						
-----						
Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470						
Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

### Stabilitätstest für den Zeitraum 1978:1 bis 1992:4

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable I3

Quarterly Data From 1993:01 To 2003:02

Usable Observations 42

Degrees of Freedom 36

Centered R\*\*2 0.799703

R Bar \*\*2 0.771884

Uncentered R\*\*2 0.993257

T x R\*\*2 41.717

Mean of Dependent Variable 5.5678571429

Std Error of Dependent Variable 1.0517964556

Standard Error of Estimate 0.5023531820

Sum of Squared Residuals 9.0849138992

Regression F(5,36) 28.7467

Significance Level of F 0.00000000

Durbin-Watson Statistic 2.192678

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-2.211933803	2.007426447	-1.10188	0.27782832
2. EINFL	1.178886000	0.788882526	1.49437	0.14379223
3. YGAP	0.272269482	0.208015326	1.30889	0.19886515
4. I3{1}	1.028439670	0.155871617	6.59799	0.00000011
5. I3{2}	-0.186811090	0.153933115	-1.21359	0.23280817
6. GRNEER	0.016630128	0.012795847	1.29965	0.20198179

Joint Statistic = **1.33943323**

Individual Stability Test Statistics:

Constant	0.19074607
EINFL	0.16631420
YGAP	0.03075472
I3{1}	0.18991916

I3{2}	0.17260335
GRNEER	0.28777961
Variance	0.23013428

## Asymptotic Critical Values:

-----  
Note: Use the values for one degree of freedom for individual statistics. For example, reject stability hypothesis for an individual component at 5% level if the statistic exceeds 0.470

Deg. of Freedom	1%	2.5%	5%	7.5%	10%	20%
1	0.748	0.593	0.470	0.398	0.353	0.240
7	2.350	2.100	<b>1.900</b>	1.780	1.690	1.460

## 7 Abbildungsverzeichnis

ABBILDUNG 1: IDEALTYPISCHE ANTIZYKLISCHE FINANZPOLITIK .....	5
ABBILDUNG 2: STREUDIAGRAMM: AUSLASTUNGSGRAD UND NACHFRAGEIMPULS IN DEN USA .....	7
ABBILDUNG 3: KORRELATION ZWISCHEN NACHFRAGEIMPULS UND KONJUNKTUR IN DEN USA IM ZEITABLAUF .....	9
ABBILDUNG 4: LOHNPOLITISCHER INDIKATOR I FÜR DIE USA .....	11
ABBILDUNG 5: LOHN- UND INFLATIONSSCHOCKS IM LOHN-PREIS-MODELL .....	14
ABBILDUNG 6: TRENDBEREINIGTER KURZFRISTIGER REALZINS FÜR DIE USA .....	17
ABBILDUNG 7: TAYLOR-REGEL FÜR DIE USA: ZEITVARIABLE KOEFFIZIENTEN MIT KONFIDENZBAND .....	22
ABBILDUNG 8: LOHNPOLITISCHER INDIKATOR I .....	27
ABBILDUNG 9: LOHN- UND INFLATIONSSCHOCKS IM LOHN-PREIS-MODELL .....	31
ABBILDUNG 10: VERGLEICH DER LOHNPOLITISCHEN INDIKATOREN FÜR DIE USA .....	32
ABBILDUNG 11: FISKALISCHE EINNAHMEN, AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1960 - 2003 .....	34
ABBILDUNG 12: FISKALISCHE EINNAHMEN, AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1980 - 2003 .....	34
ABBILDUNG 13: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1960 - 2003 .....	35
ABBILDUNG 14: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1980 - 2003 .....	36
ABBILDUNG 15: STREUDIAGRAMM: AUSLASTUNGSGRAD UND NACHFRAGEIMPULS .....	37
ABBILDUNG 16: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER EINNAHMEN UND KONJUNKTUR .....	38
ABBILDUNG 17: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER AUSGABEN UND KONJUNKTUR .....	38
ABBILDUNG 18: TRENDBEREINIGTER KURZFRISTIGER REALZINS .....	42
ABBILDUNG 19: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DIE USA (REKURSIV VORWÄRTS) .....	44
ABBILDUNG 20: TAYLOR-REGEL: ZEITVARIABLE KOEFFIZIENTEN MIT KONFIDENZBAND .....	47
ABBILDUNG 21: KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL MIT WECHSELKURS (REKURSIVE SCHÄTZUNG) .....	50
ABBILDUNG 22: LOHNPOLITISCHER INDIKATOR I FÜR DEUTSCHLAND .....	51
ABBILDUNG 23: LOHN-PREIS-MODELL FÜR DEUTSCHLAND: MODELLENDOGENE SCHÄTZUNGEN FÜR LÖHNE UND INFLATION .....	54
ABBILDUNG 24: LOHN-PREIS-MODELL FÜR DEUTSCHLAND: SCHÄTZUNGEN FÜR $z_t^1$ UND $z_t^2$ ...	54
ABBILDUNG 25: VERGLEICH DER LOHNINDIKATOREN FÜR DEUTSCHLAND .....	55
ABBILDUNG 26: FISKALISCHE EINNAHMEN, AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1960 - 2003 .....	57
ABBILDUNG 27: FISKALISCHE EINNAHMEN, AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1980 - 2003 .....	58
ABBILDUNG 28: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1960 – 2003 .....	59
ABBILDUNG 29: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1980 – 2003 .....	59
ABBILDUNG 30: STREUDIAGRAMM: AUSLASTUNGSGRAD UND NACHFRAGEIMPULS .....	60
ABBILDUNG 31: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER EINNAHMEN UND KONJUNKTUR .....	61
ABBILDUNG 32: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER AUSGABEN UND KONJUNKTUR .....	61
ABBILDUNG 33: MIT DER KERNINFLATIONSRADE BERECHNETER REALZINS IN DEUTSCHLAND (BEREINIGT MIT BP-FILTER) .....	65
ABBILDUNG 34: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (REKURSIV, VORWÄRTS) .....	66
ABBILDUNG 35: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (REKURSIV, RÜCKWÄRTS) .....	67

ABBILDUNG 36: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (ROLLENDES 10-JAHRES FENSTER).....	68
ABBILDUNG 37: TAYLOR-REGEL: ZEITVARIABLE KOEFFIZIENTEN .....	70
ABBILDUNG 38: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT WECHSELKURS; REKURSIV, VORWÄRTS) .....	73
ABBILDUNG 39: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT WECHSELKURS; REKURSIV, RÜCKWÄRTS) .....	74
ABBILDUNG 40: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT WECHSELKURS; ROLLENDES 10-JAHRES FENSTER) .....	74
ABBILDUNG 41: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT ZYKLISCHER KOMPONENTE DES WECHSELKURSES; REKURSIV, VORWÄRTS).....	76
ABBILDUNG 42: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT ZYKLISCHER KOMPONENTE DES WECHSELKURSES; REKURSIV, RÜCKWÄRTS).....	76
ABBILDUNG 43: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT ZYKLISCHER KOMPONENTE DES WECHSELKURSES; ROLLENDES 15-JAHRES FENSTER).....	77
ABBILDUNG 44: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT US-AMERIKANISCHEM ZINSSATZ; REKURSIV, VORWÄRTS).....	79
ABBILDUNG 45: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT US-AMERIKANISCHEM ZINSSATZ; REKURSIV, RÜCKWÄRTS) .....	80
ABBILDUNG 46: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND (MIT US-AMERIKANISCHEM ZINSSATZ; ROLLENDES 15-JAHRES FENSTER) .....	80
ABBILDUNG 47: ZEITVARIABLE SCHÄTZUNG EINER TAYLOR-REGEL MIT WECHSELKURSEN ....	82
ABBILDUNG 48: ZEITVARIABLE SCHÄTZUNG EINER TAYLOR-REGEL MIT ZYKLISCHER KOMPONENTE DES WECHSELKURSES .....	84
ABBILDUNG 49: ZEITVARIABLE KOEFFIZIENT DES ZYKLISCHEN WECHSELKURSES IN DER TAYLOR-REGEL UND WECHSELKURS .....	85
ABBILDUNG 50: LOHNPOLITISCHER INDIKATOR I FÜR JAPAN.....	87
ABBILDUNG 51: GEFILTRTE LOHNSCHOCKS ( $z(1)$ ) UND INFLATIONSSCHOCKS ( $z(2)$ ).....	90
ABBILDUNG 52: VERGLEICH DER LOHNPOLITISCHEN INDIKATOREN FÜR JAPAN .....	91
ABBILDUNG 53: FISKALISCHE EINNAHMEN UND AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1970 – 2003..	92
ABBILDUNG 54: FISKALISCHE EINNAHMEN UND AUSGABEN UND KONJUNKTUR 1990 – 2003..	93
ABBILDUNG 55: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1970 – 2003 .....	93
ABBILDUNG 56: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) 1970 – 2003 .....	94
ABBILDUNG 57: STREUDIAGRAMM: AUSLASTUNGSGRAD UND NACHFRAGEIMPULS .....	94
ABBILDUNG 58: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER EINNAHMEN UND KONJUNKTUR.....	95
ABBILDUNG 59: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER AUSGABEN UND KONJUNKTUR.....	96
ABBILDUNG 60: MIT DER KERNINFLATION BERECHNETER, TRENDBEREINIGTER REALZINS IN JAPAN.....	98
ABBILDUNG 61: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL IN JAPAN (REKURSIV, VORWÄRTS).....	100
ABBILDUNG 62: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL IN JAPAN (REKURSIV, RÜCKWÄRTS).....	100
ABBILDUNG 63: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL IN JAPAN, (ROLLENDES 10- JAHRES-FENSTER) .....	101
ABBILDUNG 64: KOEFFIZIENTEN DER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL MIT WECHSELKURS IN JAPAN.....	104
ABBILDUNG 65: LOHNPOLITISCHER INDIKATOR I FÜR GROßBRITANNIEN.....	106
ABBILDUNG 66: LOHN-PREIS-MODELL FÜR GROßBRITANNIEN: SCHÄTZUNGEN FÜR $z_t^1$ UND $z_t^2$ .....	108

ABBILDUNG 67: VERGLEICH DER LOHNINDIKATOREN FÜR GROßBRITANNIEN .....	109
ABBILDUNG 68: FISKALISCHE EINNAHMEN UND AUSGABEN UND KONJUNKTUR .....	111
ABBILDUNG 69: FISKALPOLITISCHE NACHFRAGEIMPULSE UND KONJUNKTUR (PRODUKTIONSLÜCKE) .....	111
ABBILDUNG 70: STREUDIAGRAMM: AUSLASTUNGSGRAD UND NACHFRAGEIMPULS .....	112
ABBILDUNG 71: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER EINNAHMEN UND KONJUNKTUR.....	113
ABBILDUNG 72: ZYKLISCHE KOMPONENTE DER AUSGABEN UND KONJUNKTUR.....	113
ABBILDUNG 73: MIT DER KERNINFLATIONSRATE BERECHNETER REALZINS IN GROßBRITANNIEN (BEREINIGT MIT BP-FILTER).....	117
ABBILDUNG 74: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN (REKURSIV, VORWÄRTS) .....	119
ABBILDUNG 75: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN (REKURSIV, RÜCKWÄRTS).....	120
ABBILDUNG 76: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN (ROLLENDES 10-JAHRES FENSTER).....	120
ABBILDUNG 77: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN (MIT WECHSELKURS; REKURSIV, VORWÄRTS) .....	123
ABBILDUNG 78: VERLAUF DER KOEFFIZIENTEN DER TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN (MIT WECHSELKURS; REKURSIV, RÜCKWÄRTS) .....	124
ABBILDUNG 79: ÜBER BP-FILTER GESCHÄTZTE PRODUKTIONSLÜCKE IN DEN USA .....	126
ABBILDUNG 80: INFLATIONSERWARTUNG UND INFLATION IN DEN USA .....	136
ABBILDUNG 81: ÜBER BP-FILTER GESCHÄTZTE PRODUKTIONSLÜCKE IN JAPAN .....	139
ABBILDUNG 82: SCHÄTZERERGEBNISSE EINER TAYLOR-REGEL FÜR JAPAN, 1962-1987.....	143
ABBILDUNG 83: SCHÄTZERERGEBNISSE EINER TAYLOR-REGEL FÜR JAPAN, 1991-2002.....	143
ABBILDUNG 84: INFLATIONSERWARTUNG UND INFLATION IN JAPAN .....	150
ABBILDUNG 85: ÜBER BP-FILTER GESCHÄTZTE PRODUKTIONSLÜCKE IN DEUTSCHLAND .....	153
ABBILDUNG 86: INFLATIONSERWARTUNG UND INFLATION IN DEUTSCHLAND .....	164
ABBILDUNG 87: ITERATIVE PROZEDUR ZUR BESTIMMUNG DER VARIANZ $e^{\eta}$ .....	165
ABBILDUNG 88: ZYKLISCHE KOMPONENTE DES NOMINALEN EFFEKTIVEN WECHSELKURSES (BAND-PASS-FILTER) .....	175
ABBILDUNG 89: ZYKLISCHE KOMPONENTE DES NOMINALEN EFFEKTIVEN WECHSELKURSES (HP- FILTER) .....	176
ABBILDUNG 90: VERLAUF VON CPI-INFLATION UND RPIX-INFLATION.....	178
ABBILDUNG 91: ÜBER BP-FILTER GESCHÄTZTE PRODUKTIONSLÜCKE IN GROßBRITANNIEN ..	178
ABBILDUNG 92: INFLATIONSERWARTUNG UND INFLATION IN GROßBRITANNIEN .....	186

## 8 Tabellenverzeichnis

TABELLE 1: HYPOTHESEN BEZÜGLICH DER FINANZPOLITIK .....	6
TABELLE 2: KRITERIEN ZUR BEURTEILUNG DER EINZELNEN POLITIKBEREICHE EINES REGIMES SOWIE DEREN ÖKONOMETRISCHE UMSETZUNG .....	24
TABELLE 3: VAR-MODELL I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEN USA .....	129
TABELLE 4: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE USA).....	131
TABELLE 5: TEST AUF NORMALVERTEILUNG (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE USA) ....	132
TABELLE 6: VAR-MODELL II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEN USA.....	132
TABELLE 7: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE USA) ....	134
TABELLE 8: TEST AUF NORMALVERTEILUNG (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE USA)...	135
TABELLE 9: ZEITVARIABLE SCHÄTZUNG EINER TAYLOR-REGEL FÜR DIE USA.....	136
TABELLE 10: SCHÄTZERGESBISSE DER LOHNGLEICHUNG FÜR DIE USA .....	137
TABELLE 11: SCHÄTZERGESBISSE DES LOHN-PREIS-SYSTEMS FÜR DIE USA.....	137
TABELLE 12: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK DER PROGNOSEFEHLER DES LOHN-PREIS-SYSTEMS IN DEN USA .....	138
TABELLE 13: VAR-MODELL I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN .....	144
TABELLE 14: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN) .....	145
TABELLE 15: TEST AUF NORMALVERTEILUNG (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN) .....	146
TABELLE 16: VAR-MODELL II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN.....	146
TABELLE 17: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN) .....	149
TABELLE 18: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN JAPAN) .....	149
TABELLE 19: SCHÄTZERGESBISSE DER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL MIT WECHSELKURS FÜR JAPAN.....	150
TABELLE 20: SCHÄTZERGESBISSE DER LOHNGLEICHUNG FÜR JAPAN .....	151
TABELLE 21: SCHÄTZERGESBISSE DES LOHN-PREIS-SYSTEMS FÜR JAPAN .....	151
TABELLE 22: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK DER PROGNOSEFEHLER DES LOHN-PREIS-SYSTEMS IN JAPAN.....	152
TABELLE 23: VAR-MODELL I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND .....	157
TABELLE 24: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND).....	159
TABELLE 25: TEST AUF NORMALVERTEILUNG (VARM I ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND).....	159
TABELLE 26: VAR-MODELL II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND .....	160
TABELLE 27: TEST AUF AUTOKORRELATION (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND).....	163
TABELLE 28: TEST AUF NORMALVERTEILUNG (VARM II ZUR INFLATIONSPROGNOSE IN DEUTSCHLAND).....	163
TABELLE 29: WALD-TEST ZUR VARIANZBESTIMMUNG DER TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND .....	165
TABELLE 30: SCHÄTZERGESBISSE EINER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL FÜR DEUTSCHLAND .....	166
TABELLE 31: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK FÜR DIE PROGNOSEFEHLER DER TAYLOR-REGEL IN DEUTSCHLAND .....	166
TABELLE 32: SCHÄTZERGESBISSE DER LOHNGLEICHUNG FÜR DEUTSCHLAND .....	167

TABELLE 33: SCHÄTZERGESBISSE DES LOHN-PREIS-SYSTEMS FÜR DEUTSCHLAND.....	167
TABELLE 34: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK I FÜR DIE PROGNOSEFEHLER DER DES LOHN-PREIS-SYSTEMS IN DEUTSCHLAND .....	168
TABELLE 35: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK II FÜR DIE PROGNOSEFEHLER DER DES LOHN-PREIS-SYSTEMS IN DEUTSCHLAND .....	168
TABELLE 36: SCHÄTZERGESBISSE DER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL MIT WECHSELKURS FÜR DEUTSCHLAND .....	173
TABELLE 37: SCHÄTZERGESBISSE DER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL MIT ZYKLISCHER KOMPONENTE DES WECHSELKURSES FÜR DEUTSCHLAND.....	177
TABELLE 38: VAR-MODELL I ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN .....	180
TABELLE 39: TEST AUF AUTOKORRELATION DES VARM I ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN.....	182
TABELLE 40: TEST AUF NORMALVERTEILUNG DES VARM I ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN.....	182
TABELLE 41: VAR-MODELL II ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN.....	183
TABELLE 42: TEST AUF AUTOKORRELATION DES VARM II ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN.....	185
TABELLE 43: TEST AUF NORMALVERTEILUNG DES VARM II ZUR INFLATIONS PROGNOSE IN GROßBRITANNIEN.....	185
TABELLE 44: SCHÄTZERGESBISSE DER ZEITVARIABLEN TAYLOR-REGEL FÜR GROßBRITANNIEN .....	187
TABELLE 45: SCHÄTZERGESBISSE DER LOHNGLEICHUNG FÜR GROßBRITANNIEN .....	187
TABELLE 46: SCHÄTZERGESBISSE DES LOHN-PREIS-SYSTEMS FÜR GROßBRITANNIEN .....	188
TABELLE 47: DESKRIPTIVE TESTSTATISTIK FÜR DAS LOHN-PREIS-SYSTEM IN GROßBRITANNIEN .....	189

## 9 Literaturverzeichnis

- Akerlof, G.; Dickens, W.; Perry, G. (1996): The Macroeconomics of Low Inflation. In: Brookings Papers on Economic Activity, Bd. 0, Nr. 1, S. 1-59.
- Akerlof, G.; Dickens, W.; Perry, G. (1996): The Macroeconomics of Low Inflation. In: Brookings Papers on Economic Activity, Bd. 0, Nr. 1, S. 1-59.
- Akerlof, G.; Dickens, W.; Perry, G. (2000): Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve. In: Brookings Papers on Economic Activity, Bd. 0, Nr. 1, S. 1-44.
- Ball, L., Mankiw, N.G. (2002): The NAIRU in Theory and Practise. Journal of Economic Perspectives, Vol. 16, p. 115-136.
- Balls E., O'Donnel, G. (2002): Reforming Britain's Economic and Financial Policy. Towards Greater Economic Stability, Palgrave, Basingstoke, Hampshire [u.a.]
- Bank for International Settlements BIS (1998): 68<sup>th</sup> Annual Report, Basel, Juni
- Barro, R.J. (1974): Are Government Bonds Net Wealth? Journal of Political Economy, Vol. 82
- Baxter, M.; King, R. G. (1995): Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series, National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 5022, Cambridge, Mass.
- Bernanke, B., Gertler, M. (1989): Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. American Economic Review, Vol. 79, 14-31
- Bernanke, B., Gertler, M. (1995): Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, pp 27-48.
- Bernanke, B., Gertler, M., Glichrist, S. (1994): The Financial Accelerator and the Flight to Quality. NBER Working Paper, No. 4789, Cambridge, Mass.
- Bernanke, B.S., Mihov, I. (1995): Measuring Monetary Policy. National Bureau of Economic Research, 5145.
- Bernanke, B.S., Mishkin, F.S. (1997): Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy. National Bureau of Economic Research, Working Paper 5893, Cambridge, MA.
- Bhattacharya, P. (1996): Unemployment. In: Hare, P., Simpson, L. (Hrsg.), UK Economy: Performance and Policy, London u. a. (2. Auflage).
- Bladen-Hovell, R. C. (2001): Fiscal policy and the budget. In: Sawyer, M. (Hrsg.), The UK Economy. A Manual of Applied Economics, Oxford.
- Blanchard, O.; Perotti, J. (1999): An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. National Bureau of Economic Research, 7269.
- Blinder, A./Yellen, J. (2001): The Fabulous Decade, Macroeconomic Lessons from the 1990s, The Century Foundation Press, New York.
- BMWA (2004): Verzeichnis der für allgemeinverbindlich erklärten Tarifverträge, Stand: 1. Oktober 2004, [www.bmwa.bund.de](http://www.bmwa.bund.de)
- Bofinger, P. (2001): Monetary Policy. Goals, Institutions, Strategies, and Instruments, Oxford.
- Bofinger, P. (2003): Grundlinien für eine Reform des Stabilitäts- und Wachstumspaktes. Wipo-Schnelldienst. Deutscher Gewerkschaftsbund Bundesvorstand, Abteilung Wirtschaftspolitik, Nr. 5/2003

- Brodbeck, K.-H. (2000): Die fragwürdigen Grundlagen der Ökonomie. Eine philosophische Kritik der modernen Wirtschaftswissenschaften, Darmstadt.
- Bruno, M./Sachs, J.D. (1985): Economics of Worldwide Stagflation, Harvard University Press
- Bubula, A., Ötoker-Robe, I. (2002): The Evolution of Exchange Rate Regimes Since 1990: Evidence Form De-Facto Policies. IMF Working Paper WP 02/155
- Buiter, W. (1999): Monetary Misconceptions, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London
- Calmfors, L., Driffill, J. (1988): Centralisation and Wage Bargaining. A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate, Oxford
- Camarota, S. (2001): Immigration From Mexico, Assessing the Impact on the United States, Center for Immigration Studies, www.cis.org, July.
- Carroll, C.D. (2003): Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. In: Quarterly Journal of Economics, Bd. 118, Nr. 1, S. 269-198.
- Chick, V. (2001): Über Geld und Geldtheorien. Prokla, Vol. 30, 227-244
- Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Evans, C. (1999): Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? in: Taylor, J.; Woodford, M. (Hrsg.), Handbook of Macroeconomics, Vol. 1A, Amsterdam u.a: Elsevier, S. 65-148.
- Christiano, L.J.; Fitzgerald, T.J. (2003). The Band Pass Filter. In: International Economic Review, Bd. 44, Nr. 2, S. 435-465.
- Clarida, R.; Galí, J.; Gertler, M. (1998): Monetary policy rules in practice: Some international evidence. In: European Economic Review, Bd. 42, Nr. 6, S. 1033-1067.
- Clarida, R.; Galí, J.; Gertler, M. (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 7147.
- Clarida, R.; Galí, J.; Gertler, M. (2000): Monetary policy rules and macroeconomic stability. Evidence and some theory. In: The Quarterly Journal of Economics, Bd. 115, Nr. 1, S. 147-180.
- Cobham, D. (2001): The Making of Monetary Policy in the UK, 1975-2000. Series in Financial Economics and Quantitative Analysis, John Wiley & Sons, Chichester, England
- Council of Economic Advisors (CEA) verschiedene Jahre: Economic Report of the President, The Annual Report of the Council of Economic Advisors, Washington
- DIW (1992): Verfehlte Geldpolitik. In. DIW-Wochenbericht 31-32/1992.
- DIW (1996): Öffentliche Haushalte 1996/97: Finanzpolitik weiterhin auf schmalem Grat. In. DIW-Wochenbericht 35/1996.
- DIW (1997): Löhne, Wechselkurse und Wettbewerbsfähigkeit. In. DIW-Wochenbericht 30/1997.
- DIW (1999): Öffentliche Haushalte 1999/2000: Keine Abkehr von der restriktiven Linie. In. DIW-Wochenbericht 34-35/1999.
- DIW (1999a): Arbeitskosten im internationalen Vergleich: Eine Auseinandersetzung mit bestehenden Konzepten. In. DIW-Wochenbericht 38/1999.
- DIW (2000): Finanzpolitische Stabilisierung im föderalen Staat: Deutsche Erfahrungen aus den 90er Jahren. In. DIW-Wochenbericht 38/2000.
- DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung) (2003): Großbritannien: Erfolgreiche antizyklische Wirtschaftspolitik. In: Wochenbericht 13-14/2003.
- Dixit, A., Pindyck, R.S. (1994): Investment under Uncertainty, Princenton University Press

- Eicker-Wolf, K., Truger A. (2003): Alternativen zum Sparen in der Krise – für eine nachfrageschonende Konsolidierungspolitik. In: WSI-Mitteilungen Heft 6/2003.
- Ellickon R. (1994): The Aim of Order Without Law. Journal of International and Theoretical Economics, 150/1
- Ellickon, R. (1991): Order Without Law, Cambridge, Ma., Harvard University Press
- Emminger, O. (1986): D-Mark, Dollar, Währungskrisen. Erinnerungen eines ehemaligen Bundesbankpräsidenten, Stuttgart.
- Enders, W. (1995): Applied Econometric Times Series. New York
- Engerer, H., Vogel, S. (2001): Institutionen und Transformation – Mögliche Politikimplikationen der Neuen Institutionenökonomik. In: K.F. Zimmermann (Hrsg.), Neue Entwicklungen in der Wirtschaftswissenschaft, Heidelberg
- Eucken, W. (1990): Grundsätze der Wirtschaftspolitik, 6.Auflage, Stuttgart
- Evans, T., Heine, M., Herr, H. (2001): Weiche Kurse – Harter Fall? Die außenwirtschaftlichen Perspektiven der US-Ökonomie, in: Heise, A. (Hg.) USA – Modellfall der New Economy? Metropolis Verlag, Marburg
- EZB (Europäische Zentralbank) (1999): Monatsbericht August, Frankfurt a. M.
- EZB (Europäische Zentralbank) (2002): Monatsbericht November, Frankfurt a. M.
- EZB (Europäische Zentralbank) (2003): Monatsbericht Juni, Frankfurt a. M.
- Farber, H. (2003): Job Loss in the United States, 1981-2001, Working Paper, Princeton University, Industrial Relations Section, January 2003.
- Federal Reserve Bank (FED) verschiedene Jahre: Annual Report, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- Fischer, S., Sahay, R., Végh, C.A. (2002): Modern Hyper- und High Inflationen, in: Journal of Economic Literature, Vol. 15
- Fisher, I. (1933) The Debt Deflation Theory of Great Depressions, In: Econometrica, Vol. 1.
- Flassbeck, H. (1999): Moderne Finanzpolitik für Deutschland. In: WSI-Mitteilungen Heft 8/1999.
- Flath, D. (2000): The Japanese Economy, Oxford University Press
- Franz, W., (1986), Die inflationsstabile Arbeitslosenquote, Ein Beitrag zur Phillipskurven-Diskussion, in: WiSt-Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Vol. 15, Heft 9.
- Franz, W., (1996): Theoretische Ansätze zur Erklärung der Arbeitslosigkeit: Wo stehen wir 1995?, in: Gahlen, B., Hesse, H., Ramser H.J. (Hrsg.), Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung, Tübingen.
- Franzese, R.J. (2001): Strategic Interaction of Monetary Policy Makers and Wage/Price Bargainers: A Review with Implications for the European Common-Currency Area. Emperica, Vol. 28, p. 457-486
- Freeman, R./Weitzman, M. (1987): Bonuses and employment in Japan, in: Drysdale, P./Gower, L. (1999): The Japanese Economy, Part 2, Volume VI, S. 221-246
- Friedman, M. (1953): The Case for Flexible Exchange Rates. In: M. Friedman, Essays in Positive Economics, Chicago.
- Friedman, M. (1976), Die Rolle der Geldpolitik., In: Friedman, M., Die optimale Geldmenge und andere Essays, Frankfurt a. M.
- Friedman, M. (1976a): Die optimale Geldmenge, in: Friedman, M., Die optimale Geldmenge und andere Essays, Frankfurt a. M.

- Fritsche, U. (2002): Tobins q. Marktlagengewinne und die Investitionstätigkeit in Deutschland zwischen 1960 und 2000. Berlin, DIW Berlin (erscheint als DIW Diskussionspapier)
- Fuhrer, J.; Moore, G.R. (1995): Inflation Persistence. In: Quarterly Journal of Economics, Bd. 110, Nr. 1, S. 127-159.
- Ganßmann, H./Haas, M. (1999): Arbeitsmärkte im Vergleich: Rigidität und Flexibilität auf den Arbeitsmärkten der USA, Japans und der BRD, Marburg
- Garcia, R., Schaller, H. (2002): Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric? Economic Inquiry, Vol. 40, p. 102-119.
- Goodfriend, M. (1991): Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Bd. 0, Nr. 34, S. 7-30.
- Gorden, R.J., (1993): Macroeconomics, New York.
- Gordon, R.J. (1997): The Time-Varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy. In: Journal of Economic Perspectives, Bd. 11, Nr. 1, S. 11-32.
- Görgens, E., Ruckriegel, K, Seitz, F. (1999): Europäische Geldpolitik, Düsseldorf
- Gottschalk, J. (2001): An Introduction into SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models. Kiel (= Kiel Working Paper. 1072)
- Gottschalk, J. (2001): An Introduction into SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models. Kiel (= Kiel Working Paper. 1072)
- Green, F. (2001): Employment, wages, and unemployment. In: Sawyer, M. (Hrsg.), The UK Economy. A Manual of Applied Economics, Oxford.
- Hahn, F. (1984): Die allgemeine Gleichgewichtstheorie. In: D. Bell/I. Kristol (Hrsg.), Die Krise der Wirtschaftstheorie, Berlin u.a.
- Hansen, B.E.; West, K.D. (2002): Generalized Method of Moments and Macroeconomics. In: Journal of Business and Economic Statistics, Oktober 01.
- Haiduk K. u.a.(2004): The Belarusian Economy at a Crossroads, Moscow
- Hall, P.A., Franzese, R. J. (1998): Mixed Signals: Central Bank Independence, Coordinated Wage Bargaining, and European Monetary Union. Internatinal Organsisation, Vol. 52, p. 505 – 535
- Hamilton, J.D. (1994): Time Series Analysis. Princeton.
- Hare, P. (1996): Privatisation. In: Hare, P., Simpson, L. (Hrsg.), UK Economy: Performance and Policy, London u.a (2. Auflage).
- Hasse, R., Krücken, G. (1999): Neo-Institutionalismus, Bielefeld
- Heilbronner, R., Milberg, W. (1995): The Crisis of Vision in Modern Economic Thought, Cambridge
- Hein, E. (2002): Geldpolitik und Lohnverhandlungssysteme in der EWU, in: Heise, A. (Hrsg.), Neues Geld – alte Geldpolitik. Die EZB im makroökonomischen Interaktionsraum, Marburg.
- Hein, E. (2003): Die NAIRU – eine post-keynesianische Interpretation. WSI Diskussionspapiere Nr. 113
- Heine, M. (2004): Wie Deflationen entstehen – und was (nicht nur) die SPD von Brüning gelernt hat. In: Prokla, Heft 134/2004.
- Heine, M. Herr, H. (2004): Die Europäische Zentralbank. Eine kritische Einführung in die Strategie und Politik der EZB, Marburg.
- Heine, M., Herr, H. (1994): Binnen- und außenwirtschaftliche Koordinationsprobleme nach der deutschen Vereinigung. WSI Mitteilungen, Vol. 47

- Heine, M., Herr, H. (1998): Keynesianische Wirtschaftspolitik - Missverständnisse und Ansatzpunkte. In: H. Heise (Hrsg.), Renaissance der Makroökonomik, Marburg.
- Heine, M., Herr, H. (1999): Verdrängte Risiken der Euro-Einführung. WSI Mitteilungen, Vol. 47
- Heine, M., Herr, H. (2003): Volkswirtschaftslehre. Paradigmenorientierte Einführung in die Mikro- und Makroökonomie, 3. Auflage, München.
- Heine, M., Herr, H. Westphal, A., Busch, U., Mondelaers, R.) (Hrsg.)(1990): Die Zukunft der DDR-Wirtschaft, Reinbek
- Herr, H. (1987): Zur Stabilisierung ökonomischer Prozesse durch institutionelle Regulierungen. Discussion Paper IIM/LMP 87-13, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung
- Herr, H. (1992): Geld, Währungswettbewerb und Währungssysteme. Theoretische und historische Analyse der internationalen Geldwirtschaft, Frankfurt a. M. u .a.
- Herr, H. (1995): Marktkonstellationen, Wirtschaftspolitik und Entwicklung - das Beispiel der Transformationsökonomien. In: K. Betz, H. Riese (Hrsg.), Wirtschaftspolitik in einer Geldwirtschaft, Marburg.
- Herr, H. (2001): Keynes und seine Interpreten. PROKLA, Vol. 31, Nr. 2
- Herr, H., Spahn, H.-P. (1989): Staatsverschuldung, Zahlungsbilanz und Wechselkurs. Außenwirtschaftliche Spielräume und Grenzen der Fiskalpolitik. Studien zur monetären Ökonomie, Bd. 5, Regensburg
- Hetzl, R.L. (2000): The Taylor Rule: Is It a Useful Guide to Understanding Monetary Policy? In: Federal Reserve Bank of Richmond (2000): Economic Quarterly, Bd. 86, Nr. 2, S. 1-33.
- Hetzl, R.L. (2000): The Taylor Rule: Is It a Useful Guide to Understanding Monetary Policy? In: Federal Reserve Bank of Richmond (2000): Economic Quarterly, Bd. 86, Nr. 2, S. 1-33.
- Hicks, J. (1979): Causality in Economics, Oxford
- HM Treasury: Analysing UK Fiscal Policy, The Public Enquiry Unit, HM Treasury, <http://www.hm-treasury.gov.uk>
- Hodrick, R.J; Prescott, E. (1997): Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. In: Journal of Money, Credit and Banking, Bd. 29, Nr. 1, S. 1-16.
- Horn, G. A. (1999), Zur Koordination von Geld- und Lohnpolitik. Eine empirische Analyse für die USA und Deutschland, in: Filc, Wolfgang: „Makroökonomische Ursachen der Arbeitslosigkeit: Diagnose und Therapievorschlage“, Veroffentlichungen des Instituts fur empirische Wirtschaftsforschung, Bd. 36, Berlin (Duncker und Humblot).
- Horn, G. A. (2000), Introducing Wage Moderation: An Option for Other Countries. In Hans J. Labohm and Charles G.A. Winkler (eds): The Netherlands' Polder Model - Does it offer any clues for the solution of Europe's socioeconomic flaws?, Monetaire Monografien, DNB Seminars, Den Haag.
- Horn, G. A. (2001), Koordinationsmangel als Ursache konjunktureller Krisen am Beispiel USA und Deutschland, Habilitationsschrift Berlin.
- Horn, G. A.; Scheremet, W.; Zwiener, R. (1999), Wages and the Euro, Berlin, Heidelberg, New York.
- Horn, G./Scheremet, W. (1999): Erfolgreiche Konsolidierung des amerikanischen Staatshaushalts – ein Beispiel fur Europa?, DIW Wochenbericht 12/99, Berlin.

- Hoshi, T. et.al. (1993): The Choice between public and private debt: An Analysis of post-deregulation corporate financing in Japan, Working Paper No. 4421, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA, August
- Hsu, R. (1999): The MIT Encyclopedia of Japanese economy, second edition, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts
- International Monetary Fund (IMF (2003): Deflation: Determinants, Risks, and Policy Options – Findings of an International Task Force, April, Washington DC: International Monetary Fund
- Ishikawa, A./Shiraishi, T. (1998): Japanese Employees' Attitudes in Transition: 1984-1994, in: Roderick, M. et.al. (1994): Workers, Firms and Unions, Industrial Relations in Transition, Peter Lang, Europäischer Verlag der Wissenschaften
- Johnson, H.G. (1972): The Case for Flexible Exchange Rates. In: H.G. Johnson, Further Essays in Monetary Economics, London.
- Judd, J.P.; Rudebusch, G.D. (1998): Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. In: Federal Reserve Bank of San Francisco (1998): Economic Review, Bd. 0, Nr. 3, S. 3-16.
- Kaldor, N. (1985): The Scourge of Monetarism, 2<sup>nd</sup> ed., Oxford
- Kaminky, G.L., Reinhart, C. (1999): The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of Payments Problems. In: American Economic Review, Vol. 89, no. 3
- Kamps, C; Pierdzioch, C. (2002) : Geldpolitik und vorausschauende Taylor-Regeln - Theorie und Empirie am Beispiel der Deutschen Bundesbank, Institut für Weltwirtschaft, Working Paper Nr. 1089, Kiel.
- Keynes, J. M. (1936): Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, Berlin.
- Keynes, J.M. (1930): Vom Gelde, 2 Bände, Berlin
- Knight, F. (1922): Risk, Uncertainty, and Profit. Nachdruck der University of Chicago Press Midway Edition New York.
- Kozicki, S. (1999): How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy? In: Federal Reserve Bank of Kansas City (1999): Economic Review, Bd. 84, Nr. 2, S. 1-33.
- Kregel, J.A. (1980): Markets and Institutions as Features of a Capitalistic Production System. Journal of Postkeynesian Economics, Vol. 3
- Kromphardt, J. (1993): Wachstum und Konjunktur. Grundlagen der Erklärung und Steuerung des Wachstumsprozesses. Göttingen 2. Auflage
- Krugman, P.R., Obstfeld, M. (2000): International Economics, 5th ed., Reading.
- Kuzin, V., Tober, S. (2004): Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany. DIW Discussion Papers, No. 397
- Layard, R., Nickell, S., Jackman, R., (1994), The Unemployment Crisis, Oxford.
- Leijonhufvud, A. (1973): Über Keynes und den Keynesianismus, Köln. Leijonhufvud, A. (1973): Über Keynes und den Keynesianismus, Köln.
- Lucas, R.E. Jr. (1973): Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs. American Economic Review, Vol. 63
- Lucas, R.E. Jr. (1981): Studies in Business Cycle, London
- Mankiw, G., (1995): Interview mit Gregory Mankiw in: Snowdon, B., Vane, H., Wynarczyk, P., A Modern Guide to Macroeconomics, Cheltenham.
- Mankiw, G.N. (2001): U.S. Monetary Policy During the 1990s. National Bureau of Economic Research, Working Paper 8471, Cambridge, Mass.

- Mankiw, G.N.; Reis, R.(2001a): Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 8290.
- Mankiw, G.N.; Reis, R.(2001b): Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 8614.
- Mankiw, G.N.; Reis, R.(2002): What Measure of Inflation Should a Central Bank Target? National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 9375.
- María-Dolores, R. (2002): Asymmetries in the Cyclical Effects of Monetary Policy on Output. Some European Evidence. Asociación Española de Economía Y Finanzas Internacionales, DEFI 02/04
- Metcalfe, D. (1999): The British National Minimum Wage, Center for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London.
- Mikuni, A/Murphy, T. (2002): Japan's Policy Trap. Dollars, Deflation and the Crisis of Japanese Finance. Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- Ministry of Health, Labour and Welfare (1999): White Paper on Labour 1999. The Rapidly Changing Labour Market and New Job Creation, <http://www.mhlw.go.jp/english/wp/wp-l/index.html>
- Minsky, H. P. (1990, zuerst 1975): John Maynard Keynes. Finanzierungsprozesse, Investitionen und Instabilität des Kapitalismus, Marburg.
- Müller-Armack, A. (1990): Wirtschaftslenkung und Marktwirtschaft, München
- Muth, J.F. (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, Vol. 29
- Nelson, E. (2000): UK monetary policy 1972-97: a guide using Taylor rules. Bank of England Working Paper.
- North, D. (1999): Understanding the Process of Economic Change, Occasional Paper, 106, London: The Institute of Economic Affairs.
- OECD (1997): Economic Performance and the Structure of Collective Bargaining. In: Employment Outlook, July, Paris, S. 63-92
- Osawa, N. et.al. (2002): An Examination of Structural Changes in Employment and Wages in Japan, English Translation of a Paper published in the August 2002 issue of the *Bank of Japan Monthly Bulletin*, <http://www.boj.or.jp/en/ronbun/02/ron0208a.htm>
- Oshige, K. (2003): Arbeitsmarktstruktur und industrielle Beziehungen in Japan. Eine Bestandsaufnahme mit Thesen zur Zukunftsentwicklung, Institut für Ostasienwissenschaften, Gerhard-Mercator-Universität Duisburg, Duisburger Arbeitspapiere Ostasienwissenschaften Nr. 50/2003
- Palley, T.I. (1996): Post Keynesian Economics, Basingstoke and London
- Paterson, I. (1996): Trade unions and industrial relations. In: Hare, P., Simpson, L. (Hrsg.), UK Economy: Performance and Policy, London u.a (2. Auflage).
- Peersman, G. , Smets, F. (2001): The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis. ECB Working Paper, No. 91
- Priewe, J. (2001): Vom Defizit zum Überschuss – US-Fiskalpolitik in den 90er Jahren, in: Heise, A. (Hg.) USA – Modellfall der New Economy? Metropolis Verlag, Marburg.
- Pyhel, J. (2004): Union Learning Service – eine echte Chance für Gewerkschaften in Großbritannien? In: Gewerkschaftliche Monatshefte 2/2004.

- Rauhut, S. (2000): Soziale Marktwirtschaft und parlamentarische Demokratie. Eine institutionenökonomische Analyse der politischen Realisierungsbedingungen der Konzeption der Sozialen Marktwirtschaft, Berlin
- Reuter, N. (1996): Der Institutionalismus. Geschichte und Theorie der evolutionären Ökonomie, 2. Auflage, Marburg
- Riese, H. (1984): Das Dilemma der Ökonomie der Bundesrepublik Deutschland. Retrospektive und Vision. Mitteilungen aus Arbeitsmarkt- und Beschäftigungsforschung, Vol. 17
- Riese, H. (1986): Theorie der Inflation. Tübingen.
- Riese, H. (2001): Grundlegungen eines monetären Keynesianismus. Ausgewählte Schriften 1964-1999, 2. Bände, Marburg.
- Riese, H. (Hrsg.) (1985): Vermögensmarkt, Investitionen und Beschäftigung, Berlin
- Riese, H., Spahn, H-P. (Hrsg.) (1990): Geldpolitik und ökonomische Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Regensburg
- Robinson, J. (1938): The Economics of Hyperinflation. Besprechung des gleichnamigen Buches von Bresciani-Turroni, C., in: The Economic Journal, Vol. 48
- Rogoff, K. (2003): Globalisation and Global Disinflation, IMF, Washington DC.
- Romer, C., Romer, D. (1989): Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. National Bureau of Economic Research; Working Paper No. 2988, Cambridge, MA.
- Romer, D. (2000): Keynesian Macroeconomics without the LM Curve. In: Journal of Economic Perspectives, Bd. 14, Nr. 2, S. 149-169.
- Sachs, H.D. (1985): The Dollar and the Policy Mix 1985. Brookings Papers on Economic Activity, Washington D.C.
- Safford, J. (1998): Staatsverschuldung im Vereinigten Königreich. Die öffentliche Verschuldung unter der konservativen Regierung von 1979 – 1994. Ursachen und Auswirkungen, Frankfurt/Main.
- Safford, J. (1998): Staatsverschuldung im Vereinigten Königreich. Die öffentliche Verschuldung unter der konservativen Regierung von 1979 – 1994. Ursachen und Auswirkungen, Frankfurt/Main.
- Sargent, T.J. (1979): Macroeconomic Theory, New York
- Saturno, J. (1998): The Budget Enforcement Act: Its Operation Under a Budget Surplus, <http://www.house.gov/rules/98-97.htm>.
- Scharpf, F.W. (1987): Sozialdemokratische Krisenpolitik in Europa, Frankfurt a. M. u.a.
- Schmidt, P.-G. (1996): Strukturmerkmale des Arbeitsmarktes und gesamtwirtschaftliche Stabilität.
- Schumpeter, J. (1926): Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung, 2. Auflage, München und Leipzig.
- Shiller, R. J. (1978): Rationale Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models. Journal of Monetary Economics, Vol. 4
- Snowdon, B., Vane, H., Wynarczyk, P. (1994): A Modern Guide to Macroeconomics, Cheltenham u.a.
- Sommer, Monika (1998): Leben, arbeiten und alt werden in Japan – Japanische Arbeits- und Sozialpolitik, in: Pohl, Manfred (Hg.): Japan 1997/1998, Politik und Wirtschaft, Institut für Asienkunde, Hamburg, S. 69-86

- Soskice, D. (1990): Wage Determination: the Changing Role of Institutions in Advanced Industrial Countries. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 6
- Spahn, H.-P. (1988): *Bundesbank und Wirtschaftskrise. Geldpolitik, gesamtwirtschaftliche Finanzierung und Vermögensakkumulation der Unternehmen*, Regensburg
- Sraffa, P. (1969): *Warenproduktion mittels Waren*, Frankfurt a. M. (in der Ausgabe 1976)
- Staiger, D.; Stock, J.H.; Watson, M.W.(1997): The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. In: *Journal of Economic Perspectives*, Bd. 11, Nr. 1, S. 33-49.
- Stiglitz, J. (1997): Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, p. 1-10
- Stiglitz, J.E. (2002): *Die Schatten der Globalisierung*, Stuttgart.
- Stiglitz, J.E., Greenwald, B. (2003): *Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge
- Stone, A., Levy, B., Parades, R. (1996): Public Institutions and Private Transactions: A Comparative Analysis of the Legal and Regulatory Environment for Business Transactions in Brazil and Chile. In: L. Alston u.a. (Hrsg.), *Empirical Studies in Institutional Change*, Cambridge; Cambridge University Press, S. 95 – 128.
- Stone, M.R. (2003): *Inflation Targeting Lite*. IMF Working Paper WE/03/12.
- Summers, L. (1991): How Should Long-Term Monetary Policy be Determined? *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 23, no. 3, p. 625-631
- Tachibanaki, T./Noda, T. (2000): *The Economic Effects of Trade Unions in Japan*, St. Martin's Press LLC, New York
- Taylor, J. (1993): *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 39.
- Taylor, J. (1998): The ECB and the Taylor Rule. How Monetary Policy Could Unfold at Europe's new Central bank. In: *The International Economy*, 12/5.
- Taylor, J. (1999): *A Historical Analysis of Monetary Policy Rules*. In: J. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, Chicago.
- Traxler, F. (1999): Wage-Setting Institutions and European Monetary Union. In: G. Huemer, M. Mesch, M. Traxler (eds.), *The Role of Employer Associations and Labour Unions in the EMU*, Aldershot, S. 115-135
- Tsuru, T./Rebnitzer, J. (1995): The Limits of Enterprise Unionism: Prospects for Continuing Union Decline in Japan, in: *British Journal of Industrial Relations*, September 1995, S. 459-492
- TUC (2004): TUC welcomes Minimum wage rise and Minimum Wage for young people, <http://www.tuc.org.uk/economy/tuc-7769-f0.cfm>
- Welham, P. Public expenditure and taxation. In: Hare, P., Simpson, L. (Hrsg.), *UK Economy: Performance and Policy*, London u.a. (2. Auflage).
- Welham, P. Public expenditure and taxation. In: Hare, P., Simpson, L. (Hrsg.), *UK Economy: Performance and Policy*, London u.a. (2. Auflage).
- Westphal, A., Heine, M., Herr, H. Busch, U.) (Hrsg.)(1991): *Wirtschaftspolitische Konsequenzen der deutschen Vereinigung*, Frankfurt, New York
- Wicksell, K. (1898): *Geldzins und Güterpreise. Eine Studie über den Tauschwert des Geldes bestimmende Ursachen*, Jena
- Zimmermann, K. (2002): *Neue Entwicklungen in der Wirtschaftswissenschaft*, Heidelberg

**Working Papers des Business Institute Berlin  
an der Fachhochschule für Wirtschaft Berlin**

- 1 Bruche, Gert / Pfeiffer, Bernd: Herlitz (A) – Vom Großhändler zum PBS-Konzern – Fallstudie, Oktober 1998
- 2 Löser, Jens: Das globale Geschäftsfeld „Elektrische Haushaltsgroßgeräte“ Ende der 90er Jahre – Fallstudie, Oktober 1998
- 3 Lehmann, Lutz Lars: Deregulation and Human Resource Management in Britain and Germany – Illustrated with Coca-Cola Bottling Companies in Both Countries, March 1999
- 4 Bruche, Gert: Herlitz (B) - Strategische Neuorientierung in der Krise - Fallstudie, April 1999
- 5 Herr, Hansjörg / Tober, Silke: Pathways to Capitalism - Explaining the Difference in the Economic Development of the Visegrad States, the States of the Former Soviet Union and China, October 1999
- 6 Bruche, Gert: Strategic Thinking and Strategy Analysis in Business - A Survey on the Major Lines of Thought and on the State of the Art, October 1999, 28 pages
- 7 Sommer, Albrecht: Die internationale Rolle des Euro, Dezember 1999, 31 Seiten
- 8 Haller, Sabine: Entwicklung von Dienstleistungen - Service Engineering und Service Design, Januar 2000
- 9 Stock, Detlev: Eignet sich das Kurs-Gewinn-Verhältnis als Indikator für zukünftige Aktienkursveränderungen?, März 2000
- 10 Lau, Raymond W.K.: China's Privatization, June 2000
- 11 Breslin, Shaun: Growth at the Expense of Development? Chinese Trade and Export-Led Growth Reconsidered, July 2000, 30 pages
- 12 Michel, Andreas Dirk: Market Conditions for Electronic Commerce in the People's Republic of China and Implications for Foreign Investment, July 2000, 39 pages
- 13 Bruche, Gert: Corporate Strategy, Relatedness and Diversification, September 2000, 34 pages
- 14 Cao Tingui: The People's Bank of China and its Monetary Policy, October 2001, 21 pages

- 15 Herr, Hansjörg: Wages, Employment and Prices. An Analysis of the Relationship Between Wage Level, Wage Structure, Minimum Wages and Employment and Prices, June 2002, 60 pages
- 16 Herr, Hansjörg / Priewe, Jan (eds.): Current Issues of China's Economic Policies and Related International Experiences – The Wuhan Conference 2002 - , February 2003, 180 pages
- 17 Herr, Hansjörg / Priewe, Jan: The Macroeconomic Framework of Poverty Reduction An Assessment of the IMF/World Bank Strategy, February 2003, 69 pages
- 18 Wenhao, Li: Currency Competition between EURO and US-Dollar, June 2004, 18 pages
- 19 Kramarek, Maciej: Spezifische Funktionen des Leasings in der Transformationsperiode, Juni 2004, 32 Seiten
- 20 Godefroid, Peter: Analyse von Multimedia-Lern/Lehrumgebungen im Fach Marketing im englischsprachigen Bereich – inhaltlicher Vergleich und Prüfung der Einsatzfähigkeit an deutschen Hoschulen, September 2004, 48 Seiten
- 21 Kramarek, Maciej: Die Attraktivität des Leasings am Beispiel polnischer Regelungen der Transformationsperiode, April 2005, 33 Seiten
- 22 Pan, Liu / Tao, Xie: The Monetary Policy Transmission in China – „Credit Channel” and its Limitations
- 23 Hongjiang, Zhao / Wenxu, Wu / Xuehua, Chen: What Factors Affect Small and Medium-sized Enterprise's Ability to Borrow from Bank: Evidence from Chengdu City, Capital of South-western China's Sichuan Province, May 2005, 23 pages
- 24 Fritsche, Ulrich: Ergebnisse der ökonomische Untersuchung zum Forschungsprojekt der Hans-Böckler-Stiftung Wirtschaftspolitische Regime westlicher Industrienationen - Unterschiede, Wachstumsperspektiven und wirtschaftspolitische Optionen in ausgewählten Ländern, Februar 2006, 206 Seiten