

Pierdzioch, Christian; Kamps, Christophe

Working Paper

Geldpolitik und vorausschauende Taylor-Regeln: Theorie und Empirie am Beispiel der Deutschen Bundesbank

Kiel Working Paper, No. 1089

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Pierdzioch, Christian; Kamps, Christophe (2002) : Geldpolitik und vorausschauende Taylor-Regeln: Theorie und Empirie am Beispiel der Deutschen Bundesbank, Kiel Working Paper, No. 1089, Kiel Institute of World Economics (IfW), Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/17747>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 1089

**Geldpolitik und vorausschauende Taylor-
Regeln – Theorie und Empirie am Beispiel
der Deutschen Bundesbank**

von

Christophe Kamps und Christian Pierdzioch

Januar 2002

Für den Inhalt der Kieler Arbeitspapiere sind die jeweiligen Autorinnen und Autoren verantwortlich, nicht das Institut. Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregungen und Kritik direkt an die Autorinnen und Autoren zu wenden und etwaige Zitate mit ihnen abzustimmen.

Geldpolitik und vorausschauende Taylor-Regeln – Theorie und Empirie am Beispiel der Deutschen Bundesbank*

Zusammenfassung:

In diesem Beitrag wird aufgezeigt, dass sich die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank im Zeitraum 1991 bis 1998 gut mit Hilfe einer so genannten vorausschauenden Taylor-Regel beschreiben lässt. Die Deutsche Bundesbank stabilisierte in den 90er Jahren sowohl die Inflation als auch die Konjunktur. Die Geldmenge beeinflusste das Verhalten der Zentralbank über ihre Eigenschaft als Frühindikator für die zukünftige Inflation.

Abstract:

This paper uses the empirical framework for estimating forward looking monetary policy rules developed in Clarida, Galí and Gertler (1998, 2000) to study monetary policy in Germany in the period 1991 to 1998. The estimation results show that the Bundesbank stabilized both inflation and the output gap in the 1990s. The money aggregate M3 influenced the behavior of the German central bank through its property as a leading indicator for future inflation.

Schlagworte: Geldpolitik, Taylor-Regel, Deutsche Bundesbank

JEL Klassifikation: E58

Christophe Kamps

Institut für Weltwirtschaft

24100 Kiel

Telefon: 0431/8814-266

Telefax: 0431/8814-525

E-mail: kamps@ifw.uni-kiel.de

Christian Pierdzioch

Institut für Weltwirtschaft

24100 Kiel

Telefon: 0431/8814-269

Telefax: 0431/8814-525

E-mail: c.pierdzioch@ifw.uni-kiel.de

- * Wir danken Alfred Boss, Jörg Döpke, Joachim Scheide und Hubert Strauß für hilfreiche Anmerkungen. Verbliebene Mängel gehen zu Lasten der Verfasser.

Inhaltsverzeichnis

1.	Einleitung.....	1
2.	Die Taylor-Regel.....	1
3.	Die Verallgemeinerte Momentenmethode	5
4.	Empirische Evidenz für Deutschland.....	8
	4.1 Schätzung einer geldpolitischen Regel für die Bundesbank	8
	4.2 Die Rolle der Geldmenge als Frühindikator für die Inflation	11
5.	Fazit	14
	Literatur	15

1. Einleitung

Das Verhalten der Zentralbanken in den Industrieländern lässt sich empirisch gut mit Hilfe von geldpolitischen Regeln beschreiben. Solche Regeln fassen mittels einfacher Gleichungen zusammen, wie Zentralbanken auf die Entwicklung wichtiger makroökonomischer Kenngrößen wie Konjunktur und Inflation reagieren. Das wichtigste Steuerungsinstrument ist dabei im allgemeinen der kurzfristige Zins. Formal lässt sich der Zusammenhang zwischen kurzfristigem Zins, Konjunktur und Inflation mittels der so genannten **Taylor-Regel** abbilden.

Nachfolgend sollen zunächst die theoretischen Grundlagen der Taylor-Regel veranschaulicht werden. Dabei wird insbesondere auf die in der neueren Literatur diskutierte so genannte vorausschauende Taylor-Regel eingegangen. Anschließend wird mit der **Verallgemeinerten Momentenmethode** ein Verfahren vorgestellt, mit dem die Taylor-Regel empirisch geschätzt werden kann. Am Beispiel der Deutschen Bundesbank wird aufgezeigt, wie unter Zuhilfenahme der Taylor-Regel interessante Einsichten über die Geldpolitik gewonnen werden können.

2. Die Taylor-Regel

Zahlreiche empirische Studien haben ergeben, dass sich die Geldpolitik von Zentralbanken mittels einer von *Taylor* (1993) vorgeschlagenen einfachen geldpolitischen Regel relativ gut beschreiben lässt. *Taylor* geht davon aus, dass der kurzfristige Zinssatz das geldpolitische **Steuerungsinstrument** der Zentralbank ist. Ferner unterstellt er, dass die Zentralbank mit ihrer Zinspolitik auf Abweichungen der tatsächlichen Inflation von der Zielinflation (**Inflation Gap**) sowie auf Abweichungen des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts vom Produktionspotential (**Output Gap**) reagiert. Unter dem Produktionspotential versteht man das Produktionsvolumen, bei dem die gesamtwirtschaftlichen

Kapazitäten normal ausgelastet sind. Ein positiver Output Gap ergibt sich im konjunkturellen Aufschwung, ein negativer im Abschwung.

Bezeichnet man mit r_t den in der Periode t realisierten Nominalzinssatz, so lässt sich die von *Taylor* vorgeschlagene geldpolitische Regel formal darstellen als:

$$r_t = rr + p_t + a(p_t - \bar{p}) + b x_t, \quad (1)$$

wobei $a > 0, b > 0$ konstante Gewichtungsfaktoren sind, mit p_t die Inflationsrate, mit \bar{p} das Inflationsziel der Zentralbank und mit x_t der Output Gap bezeichnet werden. Ferner ist rr der gleichgewichtige Realzins. Dieser wird zumeist mit dem durchschnittlichen, über eine lange Beobachtungsperiode tatsächlich beobachteten ex post Realzins (Nominalzins abzüglich Inflationsrate) approximiert.

Die in Gleichung (1) spezifizierte Taylor-Regel kann als **Reaktionsfunktion** der Zentralbank interpretiert werden. Die Gleichung besagt, dass der Nominalzins in einer Situation, in der die Inflationsrate dem Inflationsziel der Zentralbank entspricht und gleichzeitig der Output Gap geschlossen ist, sich als Summe aus dem gleichgewichtigen Realzins und dem Inflationsziel der Zentralbank ergibt. Steigt die Inflationsrate über das von der Zentralbank vorgegebene Inflationsziel, so schwenkt die Geldpolitik auf einen restriktiven Kurs ein und erhöht den Zins. Gleiches gilt, wenn die Volkswirtschaft eine konjunkturelle Hochphase durchläuft und das Bruttoinlandsprodukt über das Produktionspotential steigt. Wie stark die Zentralbank auf den Inflation Gap und den Output Gap reagiert, wird durch die Gewichtungsfaktoren angezeigt. In seiner einflussreichen Arbeit schlug *Taylor* (1993) Gewichtungsfaktoren von $a = b = 0.5$ vor.

Die **Berücksichtigung des gleichgewichtigen Realzinses** in Gleichung (1) unterstreicht, dass für Entwicklungen im realwirtschaftlichen Sektor einer Volkswirtschaft die Höhe des Realzinses und nicht die Höhe des Nominalzinses entscheidend ist. Der **Nominalzins ist nur die Instrumentvariable** der Geldpolitik, mit der sie einen Beitrag dazu leisten kann, dass die Volkswirtschaft einem gleichgewichtigen Zustand zustrebt. In einem konjunkturellen Umfeld, in dem zum Beispiel die Inflation das Inflationsziel der Zentralbank übertrifft, wird der Nominalzins um das $(1 + \alpha)$ -fache angehoben, so dass der Realzins ebenfalls steigt. Da ein Anstieg des Realzinses eine kontraktive Wirkung auf die realwirtschaftliche Aktivität ausübt, wird die Inflationsdynamik gedämpft.

Obgleich sich die in der Vergangenheit beobachtete Zinspolitik von Zentralbanken wie der Deutschen Bundesbank, der Bank of England oder der amerikanischen Federal Reserve mit der in Gleichung (1) formalisierten Taylor-Regel recht gut beschreiben lässt, kann nicht von der Hand gewiesen werden, dass diese Spezifikation auf einer Reihe von zum Teil **arbiträren Annahmen** basiert. Dies hat dazu geführt, dass in der Literatur zahlreiche Varianten der Taylor-Regel entwickelt wurden (vgl. *Kozicki* 1999).

Ein Nachteil der in Gleichung (1) formulierten Taylor-Regel ist zum Beispiel, dass nicht zwischen dem von der Zentralbank angestrebten und dem tatsächlich am Geldmarkt realisierten Nominalzins unterschieden wird. Problematisch ist zudem die Annahme, dass Zentralbanken ihre geldpolitischen Entscheidungen im wesentlichen auf der Basis der in der Entscheidungsperiode bzw. in den Perioden davor beobachteten konjunkturellen Entwicklung treffen. Es wird somit davon ausgegangen, Zentralbanken orientierten sich an der Vergangenheit. Eine solche Annahme ist aber nicht realistisch. Vielmehr erscheint es plausibel, dass für geldpolitische Entscheidungen **Erwartungen** über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung eine zentrale Rolle spielen (vgl. Deutsche Bundesbank 1999, S. 51ff.).

Diese Einwände haben *Clarida et al.* (1998, 2000) aufgegriffen und eine **vorausschauende Taylor-Regel** entwickelt. Danach ist der von der Zentralbank angestrebte Nominalzins, r_t^* , eine Funktion des gleichgewichtigen Nominalzinses \bar{r} , des erwarteten Inflation Gaps und des erwarteten Output Gaps:

$$r_t^* = \bar{r} + \mathbf{a} [E_t(\mathbf{p}_{t+k} | \Omega_t) - \bar{\mathbf{p}}] + \mathbf{b} E_t(x_t), \quad (2)$$

wobei $\mathbf{a} > 0$ und $\mathbf{b} > 0$ konstante Gewichtungsfaktoren darstellen. Mit E_t werden die auf der Basis der bis zur Periode t eingetroffenen Informationsmenge Ω_t gebildeten Erwartungen der Zentralbank bezeichnet. Gleichung (2) impliziert, dass die Zentralbank bei der Formulierung ihres Zinsziels Erwartungen über die wirtschaftliche Entwicklung der zukünftigen k Perioden einfließen lässt.

Ferner wird davon ausgegangen, dass die Zentralbank in jeder Periode ihre Geldpolitik einsetzt, um den tatsächlich am Geldmarkt realisierten Zinssatz an ihr Zinsziel anzunähern:

$$r_t = (1 - \mathbf{r}) r_t^* + \mathbf{r} r_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

wobei mit $0 < \mathbf{r} < 1$ die Anpassungsgeschwindigkeit bezeichnet wird. Die Zentralbank versucht somit nicht, in jeder Periode die Differenz zwischen dem Marktzins und ihrem Zielzins vollständig zu beseitigen, sondern den Marktzins behutsam an ihren Zielzins heranzuführen. Ein solches Verhalten wird in der Literatur mit dem Begriff **Interest Rate Smoothing** bezeichnet (*Goodfriend* 1991).

Setzt man Gleichung (2) in Gleichung (3) ein und definiert $\mathbf{d} \equiv \bar{r} - \mathbf{a}\bar{p}$, so erhält man:

$$r_t = (1 - \mathbf{r})[\mathbf{d} + \mathbf{a} E_t(\mathbf{p}_{t+k}) + \mathbf{b} E_t(x_t)] + \mathbf{r} r_{t-1} + u_t. \quad (4)$$

Da die **vorausschauende Taylor-Regel** in dieser Form noch nicht operational ist, wird Gleichung (4) durch eine Umformung überführt in:

$$r_t = (1 - \mathbf{r})[\mathbf{d} + \mathbf{a} p_{t+k} + \mathbf{b} x_t] + \mathbf{r} r_{t-1} + \mathbf{e}_t, \quad (5)$$

wobei $\mathbf{e}_t \equiv (1 - \mathbf{r})\{\mathbf{a}[E_t(\mathbf{p}_{t+k}) - \mathbf{p}_{t+k}] + \mathbf{b}[E_t(x_t) - x_t]\} + u_t$ definiert wurde. Unter Zuhilfenahme von Gleichung (5) kann empirisch getestet werden, ob Zentralbanken bei ihren zinspolitischen Entscheidungen Erwartungen hinsichtlich der zukünftigen wirtschaftlichen Entwicklung einfließen lassen. Zudem kann überprüft werden, ob Zentralbanken Interest Rate Smoothing betreiben. Außerdem kann für einen gegebenen gleichgewichtigen Realzins das Inflationsziel \bar{p} ermittelt werden.

3. Die Verallgemeinerte Momentenmethode

Gleichung (5) kann nicht mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden, da die Regressoren nicht vom Störterm der Gleichung unabhängig sind. Die Regressoren sind in diesem Falle **nicht schwach exogen**. Um die in die vorausschauende Taylor-Regel in Gleichung (5) eingehenden Parameter empirisch zu schätzen, wird die so genannte Verallgemeinerte Momentenmethode (**GMM = Generalized Method of Moments**) eingesetzt.

Grundidee des GMM Verfahrens ist es, einen so genannten Instrumentenvektor \mathbf{G}_t einzuführen. Ein wichtiges Merkmal der in dem Vektor \mathbf{G}_t enthaltenen Instrumente ist, dass sie nicht mit dem Störterm der zu schätzenden

Gleichung korrelieren. Diese Eigenschaft der Instrumente impliziert, dass die nachfolgenden **Orthogonalitätsbedingungen** gelten müssen:

$$E(\mathbf{e}_t \mathbf{G}_t) = E[f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] = 0, \quad (6)$$

wobei zur Vereinfachung $f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \equiv [r_t - (1 - \mathbf{r})[\mathbf{d} + \mathbf{a}p_{t+k} + \mathbf{b}x_t] - \mathbf{r}r_{t-1}]$ definiert wurde, $\mathbf{q} \equiv (\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{d}, \mathbf{r})$ der zu schätzende Parametervektor ist und der Vektor \mathbf{Z}_t die Regressoren und den kontemporären Zins enthält. In empirischen Anwendungen können die Stichprobenmomente des jeweils zur Verfügung stehenden Datensatzes genutzt werden, um Gleichung (6) durch die entsprechenden empirischen Bedingungen zu ersetzen:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] = 0, \quad (7)$$

wobei T die Anzahl der Beobachtungen bezeichnet. Zielsetzung des GMM Verfahrens ist es, den Parametervektor so zu bestimmen, dass die empirische Korrelation zwischen den verwendeten Instrumenten und dem Störterm der Gleichung (5) so gering wie möglich ist. Dazu wird die nachfolgende quadratische Verlustfunktion minimiert:

$$\min_{\mathbf{a}, \mathbf{b}, \mathbf{d}, \mathbf{r}} \left(\sum_{t=1}^T [f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] \right)' \mathbf{A} \left(\sum_{t=1}^T [f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] \right), \quad (8)$$

wobei \mathbf{A} eine Gewichtungsmatrix ist. Als Gewichtungsmatrix wird die Inverse der Kovarianzmatrix der Stichprobenmomente gewählt (*Hansen* 1982): $\mathbf{A} = \text{Var}\left(\sum_{t=1}^T [f(\mathbf{q}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t]\right)$. Dies impliziert, dass jenen Bedingungen in (7), die relativ ungenau bestimmt werden können, ein geringes Gewicht und damit

ein geringer Einfluss auf den zu schätzenden Parametervektor \mathbf{q} eingeräumt wird. Die Kovarianzmatrix \mathbf{A} kann durch entsprechende Verfahren angepasst werden, sofern der Störterm \mathbf{e}_t zum Beispiel seriell korreliert ist (vgl. Favero 2001).

Die Anzahl der in dem System (7) enthaltenen Gleichungen entspricht der Anzahl der zu bestimmenden Parameter, sofern die Dimension des Vektors \mathbf{G}_t der Anzahl der zu schätzenden Parameter entspricht. In diesem Fall ist das Modell **gerade identifiziert**. Übersteigt hingegen die Dimension des Vektors \mathbf{G}_t die Anzahl der zu schätzenden Parameter, so ist das Modell **überidentifiziert**. Die überidentifizierenden Restriktionen können unter Zuhilfenahme der so genannten **J-Statistik** auf ihre Gültigkeit hin überprüft werden (Favero 2001):

$$J - \text{Statistik} = \left(\sum_{t=1}^T [f(\hat{\mathbf{q}}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] \right)' \hat{\mathbf{A}} \left(\sum_{t=1}^T [f(\hat{\mathbf{q}}, \mathbf{Z}_t) \mathbf{G}_t] \right), \quad (9)$$

wobei mit einem Dach der empirisch geschätzte Parametervektor bzw. die empirisch geschätzte Kovarianzmatrix bezeichnet werden. Diese Statistik ist c^2 -verteilt, wobei die Zahl der Freiheitsgrade sich aus der Anzahl der Instrumente abzüglich der Anzahl der zu schätzenden Parameter ergibt. Die Nullhypothese dieses Tests ist, dass die überidentifizierenden Restriktionen zulässig sind. Sie wird dann nicht verworfen, wenn die Instrumente so gewählt sind, dass die Minimierung in Gleichung (8) gut gelingt.

4. Empirische Evidenz für Deutschland

4.1 Schätzung einer geldpolitischen Regel für die Bundesbank

Im Folgenden wird die Verallgemeinerte Momentenmethode zur empirischen Bestimmung einer geldpolitischen Reaktionsfunktion für die Deutsche Bundesbank eingesetzt. Der Schätzung werden Monatsdaten von Januar 1991 bis Dezember 1998 zugrunde gelegt, die den International Financial Statistics des Internationalen Währungsfonds entstammen. Der Schätzzeitraum ist so gewählt, dass er sowohl den erweiterten Gebietsstand nach der Wiedervereinigung berücksichtigt als auch dem Umstand Rechnung trägt, dass die geldpolitische Verantwortung am 1.1.1999 auf die Europäische Zentralbank übergegangen ist. Die folgenden Variablen gehen in die Schätzung ein: Der Zinssatz für Dreimonatsgeld, die auf Jahresrate hochgerechnete Veränderungsrate des saisonbereinigten Preisindex für die Lebenshaltung und der Output Gap. Letzterer ergibt sich als die prozentuale Abweichung der saisonbereinigten Industrieproduktion von ihrem auf Basis eines *Hodrick-Prescott* (1997) - Filters ermittelten Trend.

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse einer Schätzung der in Gleichung (5) aufgeführten Reaktionsfunktion. Als **Instrumente** dienen wie in der einschlägigen Literatur üblich die ersten zwölf verzögerten Werte des kurzfristigen Zinses, des Output Gaps, der Inflationsrate und der auf Jahresrate hochgerechneten Veränderungsrate eines Rohstoffpreisindex (hier: HWWA-Index). Zusammen mit der Konstanten besteht der Instrumentensatz also aus 49 Variablen, die zur Schätzung von nur vier Parametern eingesetzt werden, so dass es 45 überidentifizierende Restriktionen gibt. Anhand der in der Tabelle aufgeführten **J-Statistik** kann nun getestet werden, ob die überidentifizierenden Restriktionen gültig sind. Die Teststatistik beträgt 20,6 und ist somit deutlich niedriger als der kritische Wert in Höhe von 30,6 (5% Signifikanzniveau). Damit werden die überidentifizierenden Restriktionen angenommen.

Tabelle 1: Eine geldpolitische Regel für die Deutsche Bundesbank

a	b	d	r	Korrigiertes R ²	J-Statistik
1,18 (0,07)	0,18 (0,02)	1,61 (0,16)	0,96 (0,00)	0,996	20,6

Anmerkungen: Standardabweichungen in Klammern. Schätzzeitraum: 1991:1-1998:12. Der Instrumentensatz enthält eine Konstante sowie zwölf Verzögerungen des kurzfristigen Zinses, des Output Gaps, der Inflationsrate sowie des Rohstoffpreisanstiegs.

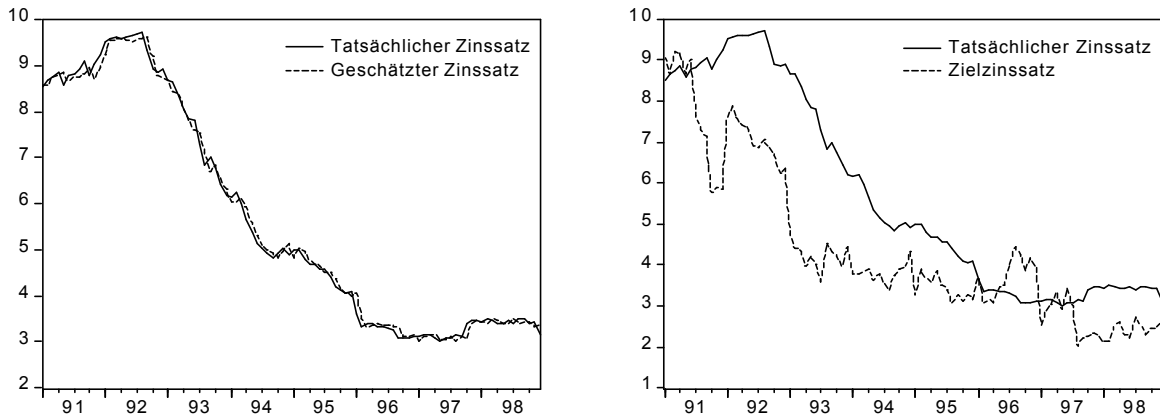
Die vier geschätzten Koeffizienten sind hoch signifikant und nehmen realistische Größenordnungen an. Der Inflationsparameter **a** ist größer als Eins und weist darauf hin, dass die Deutsche Bundesbank im Schätzzeitraum **stabilisierend** wirkte. Die Notenbank orientierte sich zudem an der Konjunktur, wenn auch in geringerem Maße als z.B. die amerikanische Federal Reserve, für die der Parameter **b**, welcher die Reaktion der Zentralbank auf den Output Gap misst, im allgemeinen auf etwa 1 geschätzt wird (vgl. *Clarida et al.* (2000, S. 157)). Der hohe Schätzwert für den Parameter **r** verdeutlicht, dass die Deutsche Bundesbank in den neunziger Jahren bestrebt war, die Zinsentwicklung zu glätten. Schließlich lässt sich aus der Konstanten δ nach folgender Formel ein **implizites Inflationsziel \bar{p}** berechnen:

$$\bar{p} = \frac{rr - d}{a - 1}. \quad (10)$$

Diese Formel ergibt sich aus der Beziehung $d = \bar{r} - a\bar{p}$ und der Definition des gleichgewichtigen Nominalzinses $\bar{r} = rr + \bar{p}$. Unterstellt man wie *Taylor* (1993) einen gleichgewichtigen Realzinssatz rr in Höhe von 2 Prozent, so ergibt sich für das gesuchte Inflationsziel als Punktschätzer ein Wert von rund 2 ¼ Prozent. Diese Rate entspricht fast genau dem normativen Preisanstieg von 2 Prozent, den die Deutsche Bundesbank bei der Ableitung ihrer Geldmengenziele zugrunde legte. Auf die Geldmenge und ihre herausgehobene Stellung in der

geldpolitischen Strategie der Deutschen Bundesbank wird im folgenden Abschnitt näher eingegangen. Hier sollen zunächst abschließend die Schätzergebnisse visualisiert werden.

Abbildung 1: Zinsentwicklung in Deutschland 1991 – 1998 (in Prozent)



Das linke Schaubild in Abbildung 1 zeigt den empirischen „Fit“ der geschätzten Reaktionsfunktion. Die geschätzten Werte für den kurzfristigen Zinssatz passen sich sehr eng an die tatsächliche Zinsentwicklung an, wie angesichts des hohen R^2 nicht anders zu vermuten war. Das rechte Schaubild in Abbildung 1 stellt dem tatsächlichen Zinsniveau hingegen das sich aus Gleichung (2) ergebende **langfristige Zielniveau** der Zentralbank gegenüber. Das hohe Zinsniveau zu Beginn der 90er Jahre reflektiert dabei den Boom im Zuge der Deutschen Einheit, in dem sowohl die Inflation die von der Bundesbank mittelfristig als tolerierbar angesehene Rate erheblich überstieg als auch die gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten weit stärker ausgelastet waren als normal (positiver Output Gap). Bis zur Mitte der 90er Jahre weisen beide Zinsreihen einen abwärtsgerichteten Trend auf, was zum einen auf die Rezession 1992/93 und zum anderen auf die im Gefolge der Straffung der Geldpolitik gesunkene Inflationsrate zurückzuführen ist. Im späteren Verlauf des Schätzzeitraums verharren beide Zinsreihen in der Grundtendenz auf dem durch den Inflationsrückgang ermöglichten niedrigen Niveau. Das rechte Schaubild verdeutlicht auch, warum die Deutsche Bundesbank – wie übrigens

Zentralbanken im allgemeinen – eine vergleichsweise glatte Zinsentwicklung bevorzugte. Die im langfristigen Zielzinssatz angelegte Zinsentwicklung ist ausgesprochen volatil und daher für eine auf **Glaubwürdigkeit** ausgerichtete Zentralbank nicht empfehlenswert. Die Wirtschaftssubjekte gewinnen an Planungssicherheit, wenn die Zentralbank von starken Schwankungen ihres Instrumentes absieht und stattdessen ihre Politik verstetigt. Entscheidend für das Erreichen des Inflationsziels ist letztlich, dass die Zentralbank einer Verletzung des Ziels entschlossen entgegenwirkt ($\alpha > 1$) und damit stabilisierend wirkt. Diese Bedingung war für die Deutsche Bundesbank in den 90er Jahren erfüllt.

4.2 Die Rolle der Geldmenge als Frühindikator für die Inflation

Im vorangegangenen Abschnitt wurde für die Deutsche Bundesbank eine Zinsregel geschätzt, bei der die **Geldmenge** unberücksichtigt blieb. In diesem Abschnitt soll nun überprüft werden, ob und in welcher Form die Geldmenge als zusätzliche Variable in die Schätzung aufgenommen werden muss.

Bekanntermaßen wies die Deutsche Bundesbank der Geldmenge in ihrer geldpolitischen Strategie als Zwischenzielvariable eine entscheidende Rolle zu (Deutsche Bundesbank 1995, S. 68ff.). Zwischen 1974 und 1997 formulierte sie jährlich ein **Zwischenziel** für das Geldmengenwachstum im Folgejahr, zunächst für die Zentralbankgeldmenge, ab 1988 für das breit gefasste Geldmengenaggregat M3 (Bargeld, Sichteinlagen, Termingelder unter 4 Jahren und Spareinlagen mit dreimonatiger Kündigungsfrist). Die Bundesbank nutzte dabei den Umstand, dass anders als etwa in den angelsächsischen Ländern die Geldnachfrage in Deutschland in den 80er und 90er Jahren stabil war, d.h., die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes im Großen und Ganzen einem stabilen (abwärts gerichteten) Trend folgte und somit hinreichend genau prognostizierbar war. Das Geldmengenziel wurde ermittelt als Summe aus dem Wachstum des Produktionspotentials, dem normativen Preisanstieg und der trendmäßigen Abnahme der Geldumlaufgeschwindigkeit.

Die **Erfahrungen mit dem Geldmengenziel** zeigen, dass die Deutsche Bundesbank ihre Ziele, die ab 1979 mit einer Bandbreite formuliert wurden, im Zeitraum 1974 bis 1995 ebenso oft verfehlte wie erreichte (*Issing 1997: 69*). Für die Zielverfehlungen waren zwei Gründe maßgeblich: Zum einen ist ein breites Geldmengenaggregat wie M3 von der Zentralbank nicht exakt steuerbar, da es vom Verhalten der Wirtschaftsakteure abhängt und somit endogen ist (*Svensson 2000: 72*). Zum anderen ließ sich die Bundesbank bei der Durchführung ihrer Geldpolitik nicht allein von der Geldmengenentwicklung leiten, sondern bezog bei ihren Entscheidungen eine Vielzahl anderer Informationen wie z.B. die Entwicklung der Wechselkurse oder der Ölpreise mit ein. Ihr Vorgehen ist insofern mit dem jetzigen der Europäischen Zentralbank vergleichbar, welche im Rahmen ihrer Zwei-Säulen-Strategie sowohl der Geldmenge M3 als auch einer Vielzahl anderer Inflationsindikatoren besondere Beachtung schenkt (*European Central Bank 2001*).

Welche Implikationen hat nun die prominente Stellung der Geldmenge in der Strategie der Deutschen Bundesbank für die in Abschnitt 4.1 geschätzte Zinsregel? Zunächst kann festgehalten werden, dass die Schätzung einer Zinsregel anstatt einer Geldmengenregel im Einklang mit dem Vorgehen der Deutschen Bundesbank steht. So wurde der **Zinssatz für Wertpapierpensionsgeschäfte** im Laufe der 80er Jahre zum wichtigsten **Instrument der Geldpolitik**, über das die Deutsche Bundesbank die Liquidität in der Volkswirtschaft steuerte. Insofern ist es angebracht, bei der Schätzung der geldpolitischen Reaktionsfunktion den kurzfristigen Zins als abhängige Variable zu betrachten.

Im Folgenden soll mit Hilfe einer Neuschätzung von Gleichung (5) geklärt werden, in welcher Form die Geldmenge in die Zinsreaktionsfunktion aufgenommen werden muss. Dabei kann die Geldmenge alternativ als **zusätzlicher Regressor oder zusätzliches Instrument** in die Schätzung aufgenommen werden. Hier wird das in der Literatur übliche Verfahren angewandt, d.h. die

ersten zwölf Verzögerungen der auf Jahresrate hochgerechneten Geldmengenwachstumsrate gehen als zusätzliche Instrumente in die Schätzung ein. Die Aufnahme der Geldmenge in den Instrumentensatz erlaubt, die beiden Alternativen anhand der J-Statistik gegeneinander zu testen. Sollte der Test auf Gültigkeit der Instrumente in diesem Fall abgelehnt werden, wäre die Geldmenge nicht orthogonal zum Störterm der Schätzgleichung und es könnte sein, dass sie als Regressor aufgenommen werden müsste. Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Neuschätzung der Reaktionsfunktion unter Berücksichtigung der Geldmenge als zusätzlichem Instrument. Zunächst ist festzuhalten, dass die geschätzten Parameter der Reaktionsfunktion sich qualitativ kaum von jenen in Tabelle 1 unterscheiden. Um auf die Gültigkeit des erweiterten Instrumentensatzes zu testen, wird hier analog zum Vorgehen in Abschnitt 4.1 die J-Statistik berechnet (22,3). Diese Teststatistik ist χ^2 -verteilt mit 57 Freiheitsgraden; der kritische Wert beträgt 40,7 für ein Signifikanzniveau von 5%. Da die Teststatistik kleiner ist als der kritische Wert, kann die Nullhypothese der Gültigkeit des erweiterten Instrumentensatzes angenommen werden.

Tabelle 2: Taylor-Regel mit Geldmenge als zusätzlichem Instrument

a	b	d	r	Korrigiertes R ²	J-Statistik
1,19 (0,15)	0,52 (0,12)	1,14 (0,48)	0,99 (0,00)	0,996	22,3

Anmerkungen: Standardabweichungen in Klammern. Schätzzeitraum: 1991:1-1998:12. Der Instrumentensatz enthält eine Konstante sowie zwölf Verzögerungen des kurzfristigen Zinses, des Output Gaps, der Inflationsrate, des Rohstoffpreisanstiegs sowie des Geldmengenwachstums.

Aus den Ergebnissen folgt, dass die Geldmenge das Verhalten der Deutschen Bundesbank im Zeitraum 1991 bis 1998 nicht als unabhängiges Argument der geldpolitischen Regel beeinflusst hat. Vielmehr spielte die Geldmenge als **Frühindikator für die zukünftige Inflation** eine wichtige Rolle. Die Schätzergebnisse legen also nahe, dass die Deutsche Bundesbank in den 90er Jahren

ihren Leitzins nicht mechanistisch an die Abweichungen des Geldmengenwachstums vom Zwischenziel anpasste. Vielmehr reagierte sie insoweit auf die Geldmengenentwicklung, als diese eine Abweichung der Inflationsrate vom Ziel erwarten ließ.

5. Fazit

Es wurde aufgezeigt, dass sich die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank im Zeitraum 1991 bis 1998 gut mit Hilfe einer so genannten vorausschauenden Taylor-Regel beschreiben lässt. Die Deutsche Bundesbank stabilisierte in den 90er Jahren sowohl die Inflation als auch die Konjunktur. Die Geldmenge beeinflusste das Verhalten der Zentralbank über ihre Eigenschaft als Frühindikator für die zukünftige Inflation.

Literatur

Clarida, R., J. Galí, M. Gertler, Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, in: *European Economic Review*, Vol. 42 (1998), S. 1033-1067.

Clarida, R., J. Galí, M. Gertler, Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115 (2000), S. 147-180.

Deutsche Bundesbank, *Die Geldpolitik der Bundesbank*, Frankfurt am Main 1995.

Deutsche Bundesbank, *Taylor-Zins und Monetary Conditions Index*, in: *Monatsbericht* (April), Frankfurt am Main 1999.

European Central Bank, *The Monetary Policy of the ECB*, Frankfurt am Main 2001.

Favero, C., *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, Oxford 2001.

Goodfriend, M.S., Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy, in: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 34 (1991), S. 7-30.

Hansen, L.P., Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, in: *Econometrica*, Vol. 50 (1982), S. 1029-1054.

Hodrick, R.J., E.C. Prescott, Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation, in: *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29 (1997), S. 1-16.

Issing, O., Monetary Targeting in Germany: The Stability of Monetary Policy and of the Monetary System, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 39 (1997), S. 67-79.

Kozicki, S., How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy?, in: *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Vol. 84 (1999), S. 5-53.

Svensson, L.E.O., Does the P* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?, in: *German Economic Review*, Vol. 1 (2000), S. 69-81.

Taylor, J.B., Discretion versus Policy Rules in Practice, in: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39 (1993), S. 195-214.