



Munich Personal RePEc Archive

**Taylor Rule and the Subprime Crisis -
An Empirical Analysis of the US
Monetary Policy**

Erler, Alexander and Krizanac, Damir

University of Bayreuth

13 November 2009

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/18604/>
MPRA Paper No. 18604, posted 14 Nov 2009 23:21 UTC

Universität Bayreuth
Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

Taylor-Regel und Subprime-Krise

Eine empirische Analyse der US-amerikanischen Geldpolitik

Alexander Erler Damir Križanac

Diskussionspapier 05-09

November 2009

ISSN 1611-3837

Anschrift:

Dipl.-Vw. Alexander Erler
Universität Bayreuth
Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre I
95440 Bayreuth

Tel.: +49 (0)921 55 29 13
Fax: +49 (0)921 55 29 49
alexander.erler@uni-bayreuth.de

Dipl.-Vw. Damir Križanac
Universität Bayreuth
Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre II
95440 Bayreuth

Tel.: +49 (0)921 55 35 16
Fax: +49 (0)921 55 84 29 05
damir.krizanac@uni-bayreuth.de

Abstract

This paper examines the impact of the U.S. monetary policy on the Subprime mortgage crisis using a modified Taylor rule. The main finding is that during the pre-crisis period the short term rate deviated significantly from the estimated Taylor rate. This deviation may have been a cause of the ongoing financial crisis. However, the evidence also suggests that other factors were certainly at play.

Keywords: Monetary policy, Taylor rule, Subprime mortgage crisis, FED

JEL Classification: E52, E58

1 Einleitung

In jüngster Vergangenheit gibt es eine kontroverse Diskussion darüber, ob eine zu expansive Geldpolitik des Federal Reserve Systems (Fed) die Subprime-Krise begünstigt hat. Vor diesem Hintergrund wird im vorliegenden Beitrag eine empirische Analyse der US-amerikanischen Geldpolitik vorgenommen. Dazu wird das Notenbankverhalten in der Zeit vom ersten Quartal 1988 bis zum ersten Quartal 2000 anhand einer modifizierten Taylor-Regel beschrieben. Anschließend soll auf Grundlage der geschätzten Koeffizienten ein dynamischer Taylor-Zins bis zum vierten Quartal 2007 berechnet und mit dem tatsächlichen US-Leitzins verglichen werden. Sollten hier signifikant negative Abweichungen festgestellt werden, dann wäre dies ein Hinweis auf eine zu expansive Geldpolitik des Fed. Bei der Schätzung wird zudem berücksichtigt, dass Notenbanken i. d. R. vorausschauend handeln und ihre Entscheidungen auf Grundlage von Informationen treffen, die zum Entscheidungszeitpunkt auch tatsächlich vorlagen.

2 Herleitung der Schätzgleichung

Für die Analyse der US-amerikanischen Geldpolitik wird eine *modifizierte* Taylor-Regel hergeleitet (vgl. Clarida et al., 1998; Sack und Wieland, 2000; Orphanides, 2001). Ausgangspunkt dafür ist die von Taylor (1993) eingeführte geldpolitische Regel:

$$i_t = \pi_t + r^* + \alpha(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*), \quad (1)$$

wobei i_t den Nominalzins, π_t die Inflationsrate, π_t^* das Inflationsziel der Notenbank und $(y_t - y_t^*)$ den Output Gap bezeichnen. Ferner ist r_t^* der gleichgewichtige Realzins. Die konstanten Faktoren α und β beschreiben die Gewichtung von Inflationslücke und Output Gap. Diese Regel zielt darauf ab, den gleichgewichtigen Realzins kurzfristig zu beeinflussen. Ein Realzins, der sich über dem natürlichen Niveau befindet, geht mit Disinflation

und Stagnation einher. Liegt der Realzins unter dem natürlichen Niveau, dann steht dies insbesondere für eine sich überhitzende Wirtschaft und damit zunehmende Inflation. Demzufolge sollte eine Notenbank durch geldpolitische Impulse Sorge tragen, dass der Realzins nahe am gleichgewichtigen Niveau liegt, um ein potenzialgerechtes Wachstum anzustreben und künftige Inflationsprobleme zu vermeiden (Greenspan, 1993).

Der gleichgewichtige Realzins ist bei Taylor eine wichtige Referenzgröße, die sich in der Praxis jedoch nicht beobachten lässt. Insofern ist auch die Berechnung des gleichgewichtigen kurzfristigen Realzinses schwierig. In der gängigen Literatur bestimmt sich dieser oft als durchschnittliche Differenz zwischen dem Nominalzins und der Inflationsrate. Hierdurch hängt er entscheidend von der jeweils zugrunde gelegten Beobachtungsperiode ab (vgl. Deutsche Bundesbank, 1999, S. 50; Gerlach und Schnabel, 2000, S. 166 f.). Des Weiteren ist die Annahme eines konstanten kurzfristigen Realzinses (Taylor, 1993) kritisch zu hinterfragen. Da der kurzfristige Realzins von vielen Bestimmungsfaktoren (Zeitpräferenz der Konsumenten, Produktivitätswachstum, Bevölkerungsentwicklung, Fiskalpolitik, Risikoprämien und institutionelle Strukturen der Finanzmärkte) beeinflusst wird, unterliegt er im Zeitverlauf Schwankungen (EZB, 2004). Zudem spielen die grundlegende Einschätzung der Unsicherheit in einer Volkswirtschaft sowie die Glaubwürdigkeit der Notenbank eine wichtige Rolle (Deutsche Bundesbank, 1999).

Vor diesem Hintergrund ist eine Operationalisierung dieser Größe nicht unproblematisch. Auf theoretischer Ebene lässt sich allerdings eine positive Korrelation mit dem Potenzialwachstum begründen. Ein permanenter Produktivitätsanstieg erhöht die Rendite von Investitionen, weshalb es zu einer Zunahme der Investitionsnachfrage kommt. In Folge dessen erhöht sich die Kapitalnachfrage, was zu einem Anstieg des gleichgewichtigen Realzinses führt. Um sich an das neue Gleichgewicht anzupassen, muss die Geldpolitik zwangsläufig reagieren (SVR, 2000). Zusätzlich kann der Produktivitätsanstieg auch die Kreditnachfrage der Konsumenten beeinflussen. In Erwartung höherer Realeinkommen können die Haushalte versucht sein, ihren aktuellen Konsum so auszudehnen, dass sie

– in Relation zum Einkommen – mehr konsumieren als in der Zukunft. Dies würde den gleichgewichtigen Realzins unter Druck setzen und einen Anstieg nach sich ziehen (vgl. EZB, 2004, S. 62 f.). Daher ist von einer gleichgerichteten Bewegung von Potenzialwachstum und natürlichem Realzins auszugehen.¹ Wird dies berücksichtigt, dann lässt sich die Taylor-Regel schreiben als:

$$i_t = \gamma \Delta y_t^* + \pi_t^* + \delta(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*), \text{ mit } \delta = 1 + \alpha. \quad (2)$$

Da das Potenzialwachstum Δy_t^* nur eine Approximation des Realzinses darstellt, wird ein Koeffizient γ eingeführt, der von 1 verschieden sein kann. Wird zusätzlich angenommen, dass Notenbanken Zinsglättung betreiben (Sack und Wieland, 2000), ergibt sich:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\gamma \Delta y_t^* + \pi_t^* + \delta(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*)]. \quad (3)$$

Gleichung (3) enthält lediglich das Potenzialwachstum Δy_t^* als unbeobachtbare Größe. Durch Anwendung zeitreihenbasierter Schätzverfahren lässt sich diese Größe aber ermitteln.

Zusätzlich soll beachtet werden, dass Notenbanken grundsätzlich vorausschauend handeln. Da geldpolitische Maßnahmen zeitverzögert wirken, würde eine Ausrichtung an der laufenden Inflation systematisch eine zu späte Reaktion hervorrufen. Grundsätzlich beinhalten laufende Inflation und Produktion Informationen über einen zukünftigen Preis-

¹Zu bedenken ist, dass eine gleichgerichtete Bewegung theoretisch nicht zwingend sein muss. Diese hängt davon ab, ob ein Produktivitätsanstieg vorübergehend oder dauerhaft ist. Ein vorübergehender Anstieg der Produktivität erhöht demnach temporär das Produktionspotenzial und die Konsummöglichkeiten der Individuen. Da diese bestrebt sein können, einen Teil hiervon auch in die Zukunft zu übertragen, werden sie ihre Ersparnisse erhöhen, weshalb kurzfristig der natürliche Zins sinkt. So würden sich in diesem Fall das Produktionspotenzial und der neutrale Zins gegenläufig entwickeln. Eine einmalige aber dauerhafte Erhöhung der Produktivität hingegen bringt keine Veränderung der beiden Größen, da intertemporale Anpassungsprozesse nicht stattfinden. Letztlich führt eine permanente Erhöhung der Produktivität, wie bereits oben beschrieben, gleichermaßen zu einem Anstieg des natürlichen Zinses und des Produktionspotenzials. In der Praxis ist die Wachstumsrate des Produktionspotenzials dennoch die beste verfügbare Approximation des gleichgewichtigen Realzinses (ARGE-Institute, 2006).

druck. Jedoch dürfte die Einbeziehung weiterer entscheidungsrelevanter Informationen über die voraussichtliche Inflation die Güte der Taylor-Regel erhöhen (Deutsche Bundesbank, 1999). Diese Einwände haben v. a. Clarida et al. (1998) durch eine Anpassung der Taylor-Regel berücksichtigt. Da eine Notenbank die bereits realisierte Inflation ohnehin nicht mehr beeinflussen kann, sollte sie auf die künftig erwarteten Abweichungen von der Zielinflation abstellen (Gern et al., 2006). In Gleichung (4) wird dies durch die Abweichung der erwarteten Inflation in einem Jahr $E_t\pi_{t+4}$ vom Inflationsziel π_t^* abgebildet. Wird diese Gleichung zusätzlich um einen Störterm u_t erweitert, ergibt sich die im Folgenden zugrunde gelegte Schätzgleichung:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\gamma \Delta y_t^* + \pi_t^* + \delta(E_t\pi_{t+4} - \pi_t^*) + \beta(y_t - y_t^*)] + u_t. \quad (4)$$

3 Aufbau des Real-Time Datensatzes

Um eine adäquate Reaktionsfunktion schätzen zu können, ist es wichtig nur jene Daten in der Untersuchung zu berücksichtigen, die dem Fed zum Zeitpunkt geldpolitischer Entscheidungen tatsächlich zur Verfügung standen. Hierdurch werden Verzerrungen nachträglicher Datenrevisionen vermieden. Daher soll bei der Analyse auf die Real-Time Datenbank der Federal Reserve Bank of Philadelphia zurückgegriffen werden. Aus gleicher Quelle stammen die Daten zu den Inflationserwartungen.

3.1 Reales BIP, Produktionspotenzial und Output Gap

Der Real-Time Datensatz enthält für den realen Output saisonbereinigte Quartalsdaten für die Zeitfenster 1988Q1 bis 2007Q4. Jedes Zeitfenster beginnt 1960Q1 und hat jeweils ein unterschiedliches Ende. So umfasst das Erste die Periode 1960Q1 bis 1988Q4 und das Letzte 1960Q1 bis 2007Q3. Infolgedessen gleicht der Datensatz einer 191×80 Matrix, wobei jeder Eintrag einen Echtzeit-Datenpunkt darstellt und jede Spalte die jeweils verfügbare Zeitreihe zu einem bestimmten Zeitpunkt wiedergibt.

Die Erhebung des realen Output hat sich in der Vergangenheit mehrfach geändert. Bis einschließlich 1991 wurde der reale Output auf Basis des realen GNP berechnet. Ab 1992 wurde das reale GDP verwendet. Des Weiteren änderte sich 1995Q4 die Berechnung des GDP-Deflators. Insgesamt kann davon ausgegangen werden, dass die methodischen Änderungen einen nicht zu vernachlässigenden Einfluss auf die Ergebnisse haben dürften. Deshalb wird angenommen, dass die US-amerikanische Notenbank mit den gleichen Daten arbeitete und die Änderungen in der Erhebung des realen Output ex-ante nicht vorhersehen konnte. Durch das ausdrückliche Beibehalten der Unterschiede in den Berechnungen des realen Output wird außerdem verstärkt darauf abgestellt, nur jene Daten zu berücksichtigen, die durch das Bureau of Economic Analysis auch tatsächlich veröffentlicht wurden (Runkle, 1998).

Die Taylor-Regel bezieht sich nicht direkt auf den realen Output, sondern auf den Output Gap. Dies ist jedoch problematisch, da das Produktionspotenzial eine von hoher Unsicherheit gekennzeichnete Größe ist. Echtzeit- und ex-post Berechnungen der Produktionslücken können voneinander abweichen, weil Daten Revisionen unterliegen. Darüber hinaus geht es bei der Bestimmung des Produktionspotenzials darum, die zyklische Komponente von der Trendkomponente zu trennen (Orphanides und van Norden, 2002). Hierbei sind jedoch alle Schätzmethoden von einem End-of-Sample-Problem betroffen. Dies resultiert daraus, dass Schätzungen des Produktionspotenzials nicht nur vom historischen Verlauf des realen Output abhängen, sondern auch von seiner zukünftigen Entwicklung. Im Folgenden wird mit dem Hodrick-Prescott-Filter ein univariates zeitreihenbasiertes Schätzverfahren angewendet. Dabei soll das End-of-Sample-Problem des HP-Filters analog zu Clausen und Meier (2005) gelöst werden, indem die Zeitreihe eines jeden Zeitfensters um Prognosewerte verlängert wird. Dies erfolgt mittels eines autoregressiven Prozesses, durch den die Daten fortgeschrieben werden.

Um Echtzeit-Produktionslücken zu erhalten, wird zunächst für jedes Zeitfenster das Produktionspotenzial bestimmt. Dafür werden jeweils nur die Daten berücksichtigt, die

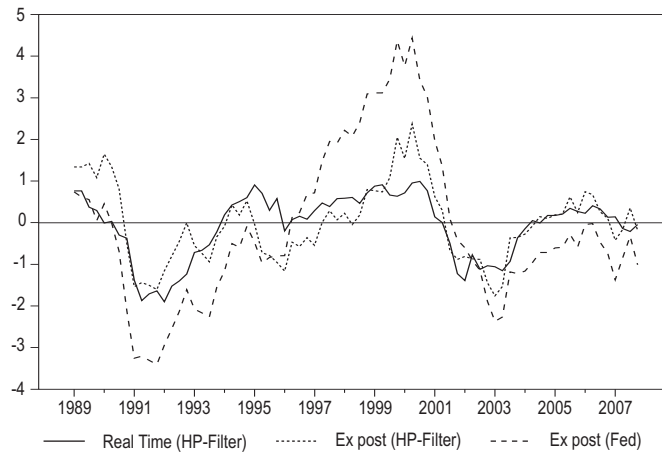


Abbildung 1: Zeitreihenbasierte Echtzeit-Schätzungen des Output Gap für die USA

zu jenem Zeitpunkt öffentlich zugänglich waren. Der Output Gap bestimmt sich nun, indem vom logarithmierten aktuellen Output das logarithmierte Produktionspotenzial subtrahiert wird. Da der aktuelle Output aufgrund von Zeitverzögerungen noch nicht verfügbar ist, wird hierfür der Prognosewert des Survey of Professional Forecasters verwendet.² Abbildung 1 zeigt den Verlauf der Echtzeit-Produktionslücken.

Abschließend lässt sich aus den Schätzungen zum Produktionspotenzial in einem weiteren Schritt das Potenzialwachstum berechnen. Diese Wachstumsrate wird bestimmt, indem eine Annualisierung der Veränderung gegenüber dem Vorquartal erfolgt. Anhand dieser Größe kann nun zugleich der natürliche Realzins approximiert werden. Folgendes soll dabei aber kritisch angemerkt werden. Die Wahl der Methode zur Trendbereinigung stellt einen entscheidenden Faktor dar, um den Output Gap zu bestimmen und kann somit zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Dieses Problem wird zusätzlich verstärkt,

²So ergibt sich bspw. die Produktionslücke für 1988Q2, indem die vorhandene Zeitreihe zu diesem Zeitpunkt als Datenbasis verwendet wird. Sie umfasst den Zeitraum von 1960Q1 bis 1988Q1. Diese wird nun verlängert, indem einerseits Prognosewerte dem Survey of Professional Forecasters entnommen werden und andererseits ein autoregressiver Prozess zur Anwendung kommt. Danach wird mithilfe des HP-Filters die Trendkomponente (Potenzial) ermittelt. Anschließend wird das Potenzial vom prognostizierten Output für 1988Q2 subtrahiert. Da mit logarithmierten Größen gerechnet wird, spiegelt die Differenz den prozentualen Output Gap wider. Wird dies für alle 80 Zeitfenster wiederholt, dann resultiert daraus letztlich eine Zeitreihe, die ausschließlich Echtzeit-Produktionslücken enthält.

wenn die Produktionslücken auf Basis von Echtzeit-Daten geschätzt werden. Insofern ist dieser Aspekt auch bei der Interpretation der Schätzergebnisse zu berücksichtigen (vgl. Orphanides und van Norden, 2002; Clausen und Meier, 2005).

3.2 Inflation und Inflationslücke

Um Gleichung (4) schätzen zu können, ist eine Bestimmung der Preislücke notwendig. Da der vorausschauende Aspekt der Geldpolitik berücksichtigt werden soll, werden zur Berechnung dieser Größe Inflationserwartungen zugrunde gelegt. Hierbei wird angenommen, das Fed stellt auf die erwartete Inflationsrate in einem Jahr $E_t\pi_{t+4}$ ab. Somit ist ein Prognosewert zum Zeitpunkt t für jene Inflation verfügbar, die in Periode $t + 4$ erwartet wird. Da lediglich Prognosen vorhanden sind, die sich auf eine Veränderung der Verbraucherpreise beziehen, wird der CPI als Inflationsmaß verwendet (siehe z. B. Gerlach und Schnabel, 2000; Taylor, 2007; GD, 2008a).

Abbildung 2 trägt tatsächliche und erwartete Inflation ab. Der Vergleich zwischen Prognose und tatsächlicher Inflation verdeutlicht insbesondere die hohe Unsicherheit in Bezug auf zukünftige Preissteigerungen. So sind immer wieder relativ große Abweichungen zwischen erwarteter und realisierter Inflation festzustellen. Hinsichtlich der Inflationsentwicklung konnte seit Ende der 1980er Jahre bis ca. Ende 1998 ein positiver Verlauf beobachtet werden. Die Preissteigerungsraten gingen in dieser Zeit bis auf ca. 1.5% zurück. Diese Entwicklung ist jedoch angesichts des damaligen wirtschaftlichen Aufschwungs der US-amerikanischen Wirtschaft seit Mitte 1991 bis Anfang 2001 überraschend, kann jedoch wettbewerbsfähigeren Güter- und flexibleren Arbeitsmärkten in Folge der New Economy und v. a. einer erfolgreichen Geldpolitik zugeschrieben werden. Eine erfolgreiche Geldpolitik beschreibt in diesem Zusammenhang insbesondere stärkere Reaktionen des Fed hinsichtlich Inflationsentwicklung und Output Gap, die zu einer geringeren Volatilität von Inflation und Output im Vergleich zu früheren Perioden geführt haben (vgl. Stock und Watson, 2002, S. 34 ff.).

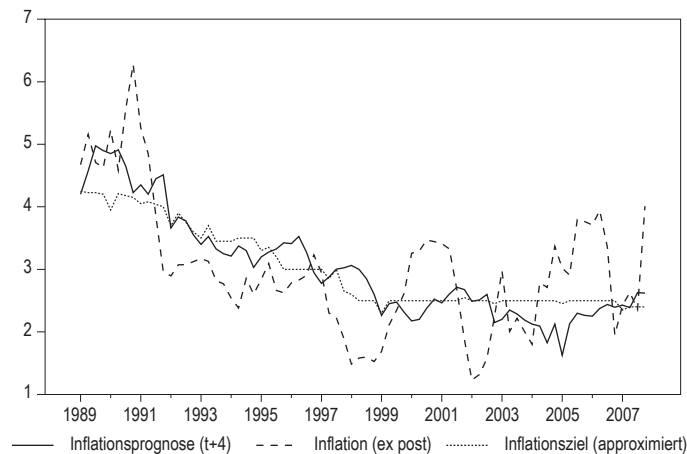


Abbildung 2: Inflationsprognosen, Inflation und Inflationsziel für die USA

Bei Betrachtung des Zeitraums vor der Subprime-Krise ist eine deutliche Differenz zwischen Prognose und tatsächlicher Inflation zu erkennen. Das Fed ging während dieser Zeit sogar von deflationären Tendenzen aus (FRB, 2004). Dieser Aspekt spielt eine wichtige Rolle, wenn es darum geht, die Periode vor den Finanzmarktverwerfungen zu analysieren und muss daher bei der Interpretation der Schätzergebnisse berücksichtigt werden. Die tatsächlich höhere Inflation dürfte dabei in erster Linie auf den rapiden Anstieg des Ölpreises zurückzuführen sein. Da sich die Inflationslücke als Differenz zwischen erwarteter Inflation und Inflationsziel bestimmt, muss zusätzlich eine Annahme bzgl. des Inflationsziels getroffen werden. Offiziell veröffentlicht das Fed keine Angaben hierzu. Daher wird in Taylor-Regel-Schätzungen häufig ein konstantes Inflationsziel unterstellt (vgl. Taylor, 1993, der ein konstantes Inflationsziel in Höhe von 2% annimmt). Denkbar ist jedoch, dass im Zeitverlauf ein solches Ziel in der öffentlichen Wahrnehmung Schwankungen unterliegt. Die Geldpolitik müsste dann angemessen reagieren (Gerlach-Kristen, 2003).³ Da keine konkrete Quantifizierung eines möglichen Inflationsziels vorliegt, wird per Annahme ein solches durch den in der langen Frist (10 Jahre) erwarteten Verbrau-

³Goodfriend (1998) untersuchte in diesem Zusammenhang Perioden, in denen das Fed auf solche Änderungen Reaktionen zeigte.

cherpreisanstieg approximiert (vgl. Fed. Philadelphia, 2007; GD, 2008b). Der Verlauf des Inflationsziels ist ebenfalls in Abbildung 2 dargestellt.

4 Empirische Evidenz

Ausgangspunkt der empirischen Schätzung ist Gleichung (4). Als Abhängige dient die effektive Federal Funds Rate (FFR). Die übrigen Größen werden wie in Kapitel 3 beschrieben berechnet und sind in Prozent angegeben. Als Schätzzeitraum wird die Zeit von 1988Q1 bis 2000Q1 verwendet. Aufgrund der positiven Entwicklung makroökonomischer Kennzahlen kann davon ausgegangen werden, dass das Fed während dieser Zeit hinsichtlich seiner Zielerfüllung eine relativ erfolgreiche Geldpolitik betrieben und entsprechend zu dieser Entwicklung beigetragen hat (*Great Moderation*, Stock und Watson, 2002). Daher erfolgt eine *positive* Analyse für das Fed unter Verwendung einer modifizierten Taylor-Regel nur für diesen Zeitraum. Im Anschluss an die Schätzung werden die ermittelten Koeffizienten *normativ* im Sinne einer guten Geldpolitik ausgelegt und darauf basierend ein dynamischer Taylor-Zins bis zum Zeitpunkt 2007Q4 berechnet. Dieser wird dann mit der tatsächlichen FFR verglichen. Darüber hinaus soll anhand der Schätzergebnisse überprüft werden, ob die geldpolitischen Entscheidungen des Fed als ein Wegbereiter der Subprime-Krise interpretiert werden können.

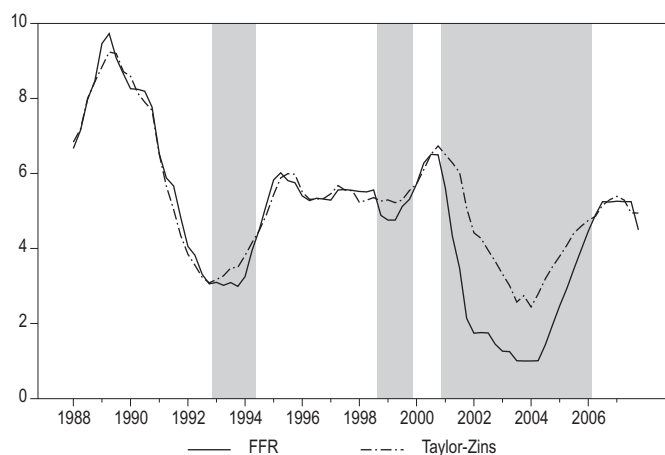
Da es auch zu Zinsreaktionen kommen kann, die deutlich davon abweichen, was Preis- und Outputlücke andeuten und diese Abweichungen auch nicht in einer einzelnen zusätzlichen Variablen im systematischen Teil der Reaktionsfunktion abgebildet werden können, wird der Störterm u_t um eine autoregressive Modellierung der Form $u_t = \lambda u_{t-1} + \epsilon_t$ erweitert. Diese soll Zinsentwicklungen berücksichtigen, die durch herkömmliche Faktoren nicht erklärt werden können und zudem eine außergewöhnliche Persistenz aufweisen (vgl. Maddala, 2001; GD, 2008b). Aufgrund der funktionalen Form erfolgt die Bestimmung der Koeffizienten durch Nonlinear Least Squares.

Tabelle 1: Schätzwerte für die Koeffizienten in Gleichung (4) für das Fed

Parameter	ρ	γ	δ	β	λ
Koeffizient	0.76	0.89	4.38	0.81	0.16
t-Wert	25.4	15.2	5.5	2.8	1.2
p-Wert	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21
Beobachtungen:	49				
Adj. R ² :	0.98				
Standardfehler der US-Regression:	0.22				

Die Schätzergebnisse in Tabelle 1 deuten darauf hin, dass der nominale Kurzfristzins dann steigt, wenn höhere Inflationsraten erwartet werden und ein positiver Output Gap vorliegt. Bei der Schätzung ergeben sich Gewichte, die signifikant von denen verschieden sind, die Taylor (1993) vorgeschlagen hat. Dennoch sind die ermittelten Koeffizienten plausibel und spiegeln das sog. *Taylor-Prinzip* wider.

Insbesondere bei $\delta > 1$ kann sichergestellt werden, dass bei zunehmendem Inflationsdruck eine Straffung der Geldpolitik ausreicht, um den Realzins ansteigen zu lassen. Da die entscheidende Bestimmungsgröße für Ausgaben und Produktion der reale und nicht der nominale Zinssatz ist, soll die Zunahme des Realzinses garantieren, dass inflationären Tendenzen wirksam entgegengetreten wird. Ist ein Anstieg der Inflation zu beobachten, dann muss die Notenbank den Nominalzins stärker als im Verhältnis 1:1 zur Inflation erhöhen. Dieser höhere Zinssatz wirkt dämpfend auf Produktion und Ausgaben, was zu einem Rückgang der Inflation führt. Ein Koeffizient für die Inflationslücke mit $\delta < 1$ hingegen würde auf eine zunehmend volatilere Inflation hindeuten (vgl. Taylor, 1998; EZB, 2001). Das Ergebnis für den Zinsglättungsparameter ρ impliziert, dass das aktuelle Niveau der FFR in jeder Periode nur zu 24% von den gegenwärtigen Entwicklungen der Inflations- und Preislücke beeinflusst wird. Dementsprechend wird das aktuelle Zinsniveau zu 76% von der Höhe des Zinses der Vorperiode bestimmt. Der Koeffizient γ für das Potenzialwachstum ist etwas kleiner als 1. Dies deutet darauf hin, dass das Fed den Realzins knapp unter dem Wachstum des Potenzials ansetzt. Der Standardfehler der Regression liegt bei 0.22 Prozentpunkten. Für den Autokorrelationskoeffizienten λ gilt $u_t = 0.16u_{t-1} + \epsilon_t$. Diese Größe ist jedoch nicht signifikant und deutet auf keine



Anmerkung: Die schattierten Flächen beschreiben Perioden, in denen die FFR signifikant negativ vom Taylor-Zins abweicht.

Abbildung 3: Zinssetzungsverhalten des Fed und Taylor-Zins in Prozentpunkten

systematischen Abweichungen hin. Das Bestimmtheitsmaß ist mit 0.98 hoch, was v. a. auf den verzögerten Zins zurückzuführen ist. Tests zeigen jedoch eine autokorrelationsfreie Schätzung an. Die Nullhypothese des Lagrange-Multiplier-Tests kann auf einem Signifikanzniveau von 10 % jeweils nicht verworfen werden. Die Prüfgröße der Ljung-Box-Statistik Q deutet zusätzlich auf Residuen hin, welche die White-Noise-Eigenschaft besitzen. Darüber hinaus wurden Standardfehler geschätzt, die robust gegenüber Heteroskedastie sind.

Anhand der Koeffizienten aus Tabelle 1 wird nun ein dynamischer Taylor-Zins von 1988Q1 bis 2007Q4 berechnet. Abbildung 3 stellt die FFR und den berechneten Taylor-Zins gegenüber. Für den Schätzzeitraum lässt sich die Geldpolitik der des Fed gut nachvollziehen. So kommt es in der Zeit von 1988Q1–2000Q1 lediglich zu zwei größeren Abweichungen, die jedoch durch exogene Schocks erklärt werden können. Für die Jahre 1993/94 lag der vorhergesagte Zins höher als die FFR. Diese Abweichung kann aber durch ernsthafte Sorgen des Federal Open Market Committee begründet werden, welches Liquiditätsengpässe fürchtete, die die wirtschaftliche Erholung nach der Rezession 1990/91

möglicherweise gefährdet hätten (Greenspan, 1994). Des Weiteren senkte das Fed Ende 1998 die FFR, während die Taylor-Regel einen konstanten Zins anzeigt. Hierdurch sollte der Finanzsektor stabilisiert werden, da durch die Asien- und Russland-Krise sowie den Zusammenbruch des Hedgefonds Long-Term Capital Management destabilisierende Effekte befürchtet wurden (Poole, 2007). In diesem Kontext stellen die Abweichungen, die während des Schätzzeitraums identifiziert wurden, keine *Fehler* der Geldpolitik dar, sondern eine Reaktion auf exogene Schocks.

Für den darauf folgenden Zeitraum ergibt sich jedoch ein anderes Bild. So liegt der berechnete Zins deutlich über dem realisierten Niveau der FFR. Die maximale Abweichung betrug ca. 300 Basispunkte in 2001Q4. Begründet werden kann dies mit dem Platzen der New Economy-Blase und den Terroranschlägen in New York vom 11. September 2001. Daher dürfte diese Abweichung als eine Maßnahme verstanden werden, die das allgemeine Vertrauen in die US-Wirtschaft stützen sollte. In der Folgezeit sanken die Zinsen jedoch weiter. Diese Differenz zum angezeigten Taylor-Zins kann partiell durch die Angst der US-Notenbank vor einer Deflation erklärt werden. Mit Blick auf die negativen Erfahrungen Japans in den 1990er Jahren erscheint diese Reaktion als verständlich (Taylor, 2007). Das Federal Open Market Committee betrachtete daher insbesondere 2003/04 eine *lockere* Geldpolitik als konsistent mit den eigenen Inflationsprognosen (FRB, 2004). Jedoch zog bereits Ende 2004 die Inflation stark an. Darauf reagierte das Fed im Vergleich zur Taylor-Regel zunächst leicht verzögert, dann aber relativ stark.

Werden die hier ermittelten Koeffizienten zusätzlich mit denen aus dem Frühjahrsgutachten 2008 der Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose verglichen (vgl. GD, 2008b, S. 75), dann zeigt sich sogar eine weitaus weniger starke Reaktion des Fed auf sich ändernde Inflationserwartungen. Auch kann die persistente und hohe Differenz im Vergleich zum Taylor-Zins nicht vollständig begründet werden, zumal die Taylor-Regel ebenfalls eine Lockerung der Geldpolitik vorsah. Darüber hinaus dürften die Befürchtungen hinsichtlich deflationärer Tendenzen in den Prognosen des Fed Berücksichtigung gefunden

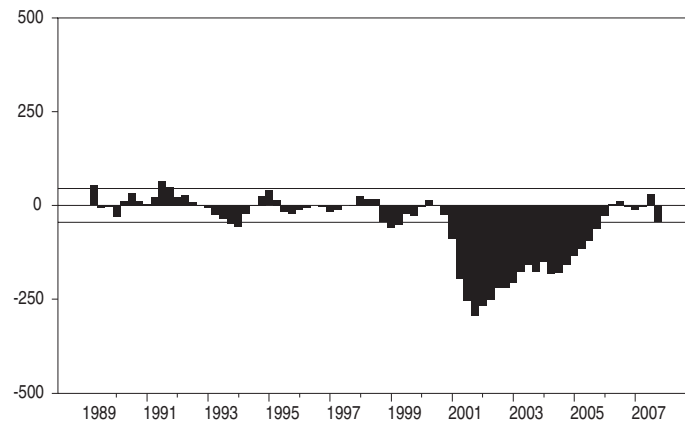


Abbildung 4: Abweichungen der FFR vom Taylor-Zins in Basispunkten

haben (Taylor, 2007). Somit liegt der Verdacht nahe, dass zu lange eine zu expansiv ausgerichtete Geldpolitik betrieben und die Märkte mit zu viel Liquidität versorgt wurden.

Zusätzlich stellt sich die Frage, ob in diesen Abweichungen eine mögliche Ursache der Subprime-Krise liegt. So schreibt der *Economist* in diesem Zusammenhang:

„By slashing interest rates (by more than the Taylor rule prescribed), the Fed encouraged a house-price boom which offset equity losses and allowed households to take out bigger mortgages to prop up their spending.“ (The Economist, 2007, S. 71.)

Abbildung 4 verdeutlicht nochmals die Abweichungen des Taylor-Zinses von der FFR. Die obere und untere horizontale Linie markieren dabei das 95 %-Konfidenzintervall. Hier ist abermals recht deutlich die gute Nachbildung der Geldpolitik des Fed in der Zeit von 1988 bis 2000 zu erkennen. Anschließend jedoch setzte das Fed, gemessen an der Taylor-Regel, einen zu niedrigen Zins an.

Vor diesem Hintergrund sollte folgende Überlegung Berücksichtigung finden. Generell können Abweichungen der FFR vom Taylor-Zins *vernünftig* sein, allerdings nur dann, wenn Informationen vorhanden sind, die über jene hinausgehen, die in die Taylor-Regel einfließen (Poole, 2007). In diesem Falle würde eine Nicht-Beachtung dieser Informationen dazu führen, dass die Taylor-Regel sehr wahrscheinlich einen falschen Zins anzeigt. Daher sei in diesem Zusammenhang angemerkt, dass *Fehler* der Geldpolitik lediglich als

eine signifikante Abweichung des tatsächlichen Zinssatzes vom Taylor-Zins verstanden werden – und nicht verallgemeinernd in jeder Hinsicht von einem *Fehlverhalten* gesprochen werden kann.

In diesem Kontext, stellt sich aber auch die Frage, ob die beobachteten Abweichungen der FFR vom Taylor-Zins 1993/94 bzw. 1998 wirklich nur Reaktionen auf exogene Schocks waren oder ob durch eine fehlgeleitete Zinspolitik Fehlanreize gesetzt wurden. Ein solches *Endogenitätsproblem* resultiert schon allein aus der Spezifikation der modifizierten Taylor-Regel. Um eine vorausschauende Geldpolitik in die Schätzgleichung zu implementieren, wurden Inflationserwartungen berücksichtigt. Diese sind ihrerseits jedoch abhängig von der Höhe des festgelegten Zinssatzes – endogene und exogene Variable hängen also voneinander ab. Daher sollten die hier präsentierten Ergebnisse kritisch betrachtet werden, obgleich Tendenzaussagen möglich sind. Demnach kann der Vorwurf einer zu expansiv ausgerichteten Zinspolitik seitens des Fed zumindest nicht ausgeschlossen werden.

5 Einfluss einer veränderten Zinspolitik

Um den Zusammenhang zwischen der Geldpolitik des Fed und der Subprime-Krise untersuchen zu können, wird Anhand der Ergebnisse aus Abschnitt 4 dem Fed im Folgenden eine zu expansive Geldpolitik unterstellt. Ursache für die zunehmende Nachfrage nach Immobilien vor der Subprime-Krise dürfte v. a. eine seit Mitte der 1980er Jahre zunehmend auf Stabilität ausgerichtete Geldpolitik sein.

Empirisch kann dies durch gestiegene Koeffizienten für Inflationslücke und Output Gap gezeigt werden (Taylor, 1998). *Aggressivere* Reaktionen auf Inflations- und Outputänderungen haben daher zu einem stabileren BIP-Wachstum und zu einem Zurückdrängen möglicher Inflationsgefahren beigetragen (*Great Moderation*, vgl. Taylor, 2007). Eine solche Stabilitätspolitik dürfte damit zu geringeren Inflationserwartungen und Inflationsrisikoprämien geführt haben. Dies bewirkte ein Absinken der Nominal- sowie Realzinsen

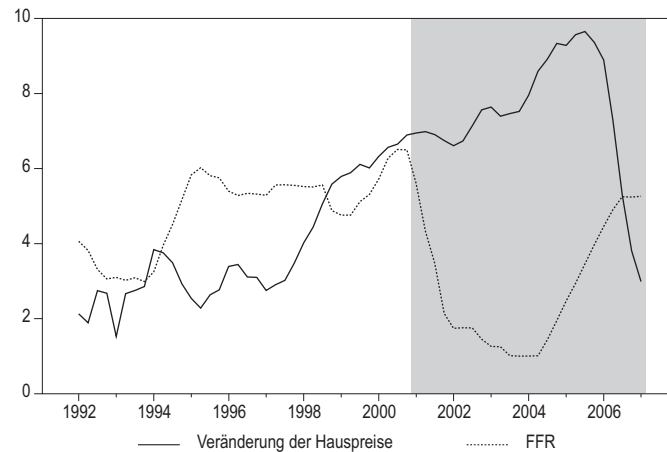


Abbildung 5: Veränderung der US-Hauspreise ggü. dem Vorjahr

und führte zu verbesserten Finanzierungsmöglichkeiten. Da sich durch stetige Leitzinssenkungen zudem die kurzfristigen Refinanzierungsmöglichkeiten positiv entwickelten, erhöhte sich insgesamt die Attraktivität eines Immobilienerwerbs. Insbesondere die Attraktivität von Hypothekendarlehen mit variabler Verzinsung stieg in dieser Zeit. So kam es in den USA zu stark steigenden Hauspreisen. Diese Entwicklung kehrte sich Anfang 2006 um (siehe Abbildung 5). V. a. im Subprime-Segment des Immobilienmarktes hat dies, in Verbindung mit dem seit 2004 steigenden Zinsniveau, ab Mitte 2007 zu erhöhten Kreditausfällen geführt. Daraufhin entwickelte sich eine globale Finanzkrise.

Ahrend et al. (2008) zeigen in einer Cross-Country Studie, dass Abweichungen des tatsächlichen Leitzinses vom Taylor-Zins insbesondere im Immobilienbereich negativ mit einem Anstieg der Vermögenspreise korreliert sind. Laut Taylor-Regel-Schätzung (siehe Abschnitt 4) sind die Abweichungen erheblich, gleichwohl das Fed Anlass hatte, z. T. von diesen Vorhersagen abzuweichen. Werden diese Abweichungen jedoch als Notenbank-*Fehler* ausgelegt, dann liegt der Verdacht nahe, dass ein monetärer Überhang geschaffen wurde, der das Entstehen der Immobilienpreisblase begünstigte. Der Zusammenhang zwischen Zinspolitik des Fed und der privaten Wohnungsbautätigkeit in den USA kann aber auch anhand einer *Counterfactual*-Simulation untersucht werden

(Taylor, 2007, 2009). Hierzu wird die private Wohnungsbautätigkeit in den USA auf die FFR regressiert und anschließend anhand der geschätzten Koeffizienten simuliert. Zunächst erfolgt die Simulation mit dem tatsächlichen Leitzins, anschließend mit dem Taylor-Zinssatz. Auf diese Weise kann Taylor zeigen, dass die private Wohnungsbautätigkeit in den USA bei einem höheren Leitzins weniger stark zugenommen hätte und damit ein Wohnungsbau-Boom u. U. hätte vermieden werden können (Taylor, 2007). Demnach stützt dieses Szenario den Verdacht, dass das Fed in jüngerer Vergangenheit Liquidität zu günstig bereitstellte (vgl. auch Reinhart und Rogoff, 2008).

Werden allerdings Entscheidungen über langfristige Investitionen getroffen, dürfte auch der Langfristzins eine wichtige Entscheidungsgröße für eben diese sein. Zahlreiche Autoren verweisen jedoch auf die Tatsache, dass der langfristige Zins im Vorfeld der Finanzmarktverwerfungen nur noch in einem wesentlich geringeren Umfang als bisher bekannt auf sich ändernde Leitzinsen reagierte (vgl. Greenspan, 2005; Taylor, 2007; Ahrend et al., 2008; Wu, 2008; Taylor, 2009). Dies relativiert allerdings die hier ermittelten Ergebnisse und wirft zudem die Frage auf, inwieweit sich der Einfluss der US-Notenbank in den letzten Jahren verändert hat und ob das Fed überhaupt in der Lage war, den Langfristzins adäquat zu steuern. Als Grundlage für die Analyse dieser Fragestellung dienen Tagesdaten der Federal Funds Target Rate und der Federal Funds Future Prices. Mittels dieser Daten können sowohl erwartete als auch unerwartete Leitzinsänderungen abgeleitet werden. Zuvor sollen diese jedoch zu Monatsgrößen aggregiert werden.⁴ Dies erlaubt einerseits eine *Inaktivität* des Fed als unerwartete Leitzinsänderung anzusehen

⁴Da die Future Rate den erwarteten durchschnittlichen Leitzins der nächsten 30 Tage widerspiegelt, ist die unerwartete Änderung des Leitzinses definiert als die Differenz zwischen der durchschnittlichen Federal Funds Target Rate des aktuellen Monats und der Future Rate (erwartete Federal Funds Rate) am letzten Tag des Vormonats. Die erwartete Leitzinsänderung zum gegenwärtigen Zeitpunkt ist als die Differenz definiert, die am letzten Tag des Vormonats zwischen der Future Rate und dem Leitzins beobachtet wurde. Um keine Verzerrungen bei der Berechnung der Änderungen der Marktzinssätze zu erhalten, werden diese Änderungen ebenfalls als Differenz zwischen dem durchschnittlichen Zinssatz des aktuellen Monats und dem Zinssatz, der am letzten Tag des Vormonats beobachtet wurde, festgelegt. Diese Methodik gewährleistet die Vergleichbarkeit der Größen und sichert zusätzlich das Verhältnis von unerwarteter Leitzinsänderung und den entsprechenden Reaktionen der Marktzinssätze (vertiefend Kuttner, 2001).

und andererseits ähnelt es dem Vorgehen in der VAR-Literatur bezüglich geldpolitischer Schocks. Die Unterteilung in erwartete und unerwartete Leitzinsänderungen wird folgendermaßen begründet. Bilden private Marktteilnehmer bestimmte Erwartungen über den zukünftigen Kurzfristzins und berücksichtigen dabei alle ihnen zur Verfügung stehenden Informationen, dann werden sich diese Erwartungen im langfristigen Zins niederschlagen (Fama, 1970). Demzufolge sollten erwartete Leitzinsänderungen also bereits eingepreist sein und Marktzinsen nur dann auf Leitzinsänderungen reagieren, wenn diese unerwartet erfolgen (Kuttner, 2001). Nach Bestimmung der relevanten Zinsänderungen wird für die jeweils unterschiedlichen Laufzeiten schließlich folgende Gleichung geschätzt:

$$\Delta R_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i \Delta f_t^e + \beta_2^i \Delta f_t^u + \epsilon_t^i, \quad (5)$$

wobei die Änderung der Rendite einer Staatsanleihe mit der Laufzeit i zum Zeitpunkt t durch ΔR_t^i angegeben ist. Die Größe Δf_t^e beschreibt die erwartete und Δf_t^u die unerwartete Leitzinsänderung. Tabelle 2 fasst die Ergebnisse der Schätzungen zusammen.

Zunächst wurden die OLS-Regressionen für Renditen von Staatsanleihen mit einer Laufzeit von 3 und 6 Monaten sowie 1, 2, 5 und 10 Jahren für den Zeitraum 1989M6–2007M3 durchgeführt. Den Resultaten nach sind unerwartete Änderungen hochsignifikant und groß, während erwartete Änderungen relativ klein und nur vereinzelt signifikant sind. Dies ist konsistent mit der Erwartungstheorie, da v. a. unerwartete Änderungen zu Anpassungen der Zinserwartungen am kurzen Ende führen dürften (Görgens et al., 2008, S. 140).⁵

⁵Die abnehmenden Koeffizienten der unerwarteten Änderungen mit steigender Laufzeit können durch Revisionen der künftig erwarteten FFR erklärt werden. Wird ein Anziehen des Leitzinses nur für einen kurzen Zeitraum erwartet, dann müssen bei den Zinsen am langen Ende relativ wenige Erwartungsgrößen korrigiert werden. Dies wiederum impliziert geringere Reaktionen der Langfristzinsen im Vergleich zu kurzfristigen Zinsen. Die mitunter signifikanten Koeffizienten der antizipierten Leitzinsänderungen sind mit Erwartungen über Notenbankaktionen in Folgemonaten verbunden (vgl. Kuttner, 2001).

Tabelle 2: Reaktionen auf Leitzinsänderungen

LAUFZEIT	KONSTANTE	UNERWARTET	ERWARTET	R ²	SE	DW
1989M6–2007M3						
3 Monate	0.1 (0.1)	78.4 (7.2)	57.1 (5.5)	0.41	10.6	1.93
6 Monate	1.2 (1.5)	83.2 (7.8)	46.8 (9.4)	0.40	10.6	1.86
1 Jahr	1.2 (1.2)	86.1 (6.7)	33.6 (3.1)	0.28	13.6	1.61
2 Jahre	1.7 (1.4)	73.6 (4.7)	16.7 (1.3)	0.15	17.0	1.66
5 Jahre	1.6 (1.6)	57.9 (3.8)	0.3 (0.0)	0.09	17.7	1.70
10 Jahre	1.3 (1.2)	41.7 (3.2)	-7.6 (-0.7)	0.07	16.0	1.80
1989M6–2000M3						
3 Monate	0.0 (0.0)	71.9 (6.3)	59.7 (4.2)	0.40	10.3	2.02
6 Monate	1.5 (1.7)	82.0 (6.1)	51.5 (3.7)	0.40	11.2	1.90
1 Jahr	1.2 (1.0)	89.4 (5.4)	45.4 (2.9)	0.31	14.3	1.59
2 Jahre	2.4 (1.5)	86.9 (4.4)	36.0 (2.2)	0.24	16.8	1.53
5 Jahre	2.4 (1.5)	75.1 (4.0)	19.8 (1.3)	0.19	16.9	1.47
10 Jahre	1.9 (1.3)	59.9 (5.0)	8.2 (0.6)	0.16	15.2	1.58
2000M4–2007M3						
3 Monate	0.4 (0.3)	121.4 (4.7)	43.5 (3.5)	0.46	10.8	1.75
6 Monate	0.9 (0.6)	105.8 (5.1)	35.0 (3.3)	0.44	9.6	1.81
1 Jahr	1.2 (0.6)	95.2 (3.6)	17.0 (1.5)	0.23	12.5	1.74
2 Jahre	0.5 (0.3)	51.9 (1.7)	-2.4 (-0.2)	0.04	17.1	1.93
5 Jahre	0.3 (0.2)	14.3 (0.8)	-13.5 (-1.0)	0.01	18.7	2.04
10 Jahre	0.2 (0.1)	-19.0 (-2.4)	-12.6 (-1.1)	0.02	16.9	2.09

Anmerkung: t-Werte in Klammern; SE: Standardfehler der Schätzung; DW: Durbin-Watson-Statistik; Zusätzlich wurden Standardfehler geschätzt, die robust gegenüber Heteroskedastie und Autokorrelation sind.

Werden die Schätzungen für die Zeiträume 1989M6–2000M3 und 2000M4–2000M5 wiederholt, dann ergibt sich ein differenziertes Bild.⁶ Die veränderten Koeffizienten der Dreimonatszins-Schätzung für den Zeitraum bis kurz vor Ausbruch der Subprime-Krise deuten v. a. auf effiziente(re) Kapitalmärkte hin. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass Informationen für private Akteure aufgrund der höheren Verbreitung des Internets einfacher abrufbar waren als dies bspw. Mitte der 1990er Jahre der Fall war. Hierdurch können zuverlässigere Erwartungen über den künftigen Verlauf des Leitzinses gebildet und eingepreist werden. Unerwartete Änderungen dürften dann aber auch stärkere Reak-

⁶Durch diese Unterteilung wird angenommen, dass es nach dem Platzen der New Economy-Blase zu Veränderungen in der Reaktion auf Leitzinsänderungen gekommen ist.

tionen hervorrufen, da sie nun wesentlich *überraschender* auftreten als zuvor. Vergleicht man die Koeffizienten für die verschiedenen Zeiträume, so reagiert der Dreimonatszins in jüngerer Vergangenheit signifikant stärker auf unerwartete und schwächer auf erwartete Leitzinsänderungen. Die Schätzungen für Renditen auf Staatsanleihen mit einer Laufzeit von 6 Monaten bis 5 Jahren unterscheiden sich hingegen nicht signifikant. Der langfristige Zins (10 Jahre) wiederum scheint sich seit dem Jahr 2000 eher gegenläufig zum Leitzins zu entwickeln. Die Schätzergebnisse unterscheiden sich zudem signifikant von denen, die für den Zeitraum 1989M6–2000M3 ermittelt wurden. Generell scheint es für den Zeitraum vor der Krise jedoch kaum möglich zu sein, Entwicklungstendenzen längerfristiger Zinsen durch Änderungen der Federal Funds Target Rate erklären zu können; es ergibt sich jeweils ein R^2 von nahezu 0. Insgesamt lassen die Ergebnisse dennoch vermuten, dass seit ca. 2000 die Entwicklung längerfristiger Zinsen durch andere Faktoren überlagert wird. Dies deutet auf mögliche Änderungen bzw. Störpotenziale in der Transmission hin.

6 Schlussbetrachtung

Die Resultate der vorliegenden Untersuchung signalisieren, dass durch einen höheren Leitzins die Immobilienpreisblase hätte vermieden werden können. Zwar verläuft die Inflation der Hauspreise bereits schon seit Mitte der 1990er Jahre auf einem hohen Niveau, durch günstige Refinanzierungsbedingungen entstand jedoch ein monetärer Überhang, wodurch die Hauspreisinflation einen zusätzlichen Schub erhielt. Aufgrund der im Vergleich zu den langfristigen Hypothekenzinssätzen niedrigen Geldmarktsätze waren viele Haushalte in den USA bereit, Hypothekenkredite mit einer variablen Verzinsung aufzunehmen. Diese Kredite waren an die monatliche Entwicklung diverser Geldmarktsätze gekoppelt. In Verbindung mit den seit den 1990er Jahren steigenden Hauspreisen und dem damit ebenfalls gestiegenen Wert der Kreditsicherheiten, war es aus Sicht der Kreditinstitute in den USA zunehmend attraktiver, Darlehen auch an Kreditnehmer mit ge-

ringer Bonität zu vergeben. Als der Kurzfristzins jedoch wieder zu steigen begann, kam es v. a. im Subprime-Segment zu Kreditausfällen. Da ein Teil dieser Kredite verbrieft und weltweit verkauft wurde, entwickelte sich infolge der gestiegenen Kreditausfallrate eine globale Finanzkrise.

Allerdings bleibt fraglich, ob dieser Boom auch dann hätte vermieden werden können, wenn der Leitzins in etwa dem Niveau des in dieser Arbeit berechneten Taylor-Zinses entsprochen hätte. Insbesondere die Entwicklung des langfristigen Zinses relativiert die Resultate. Bemerkenswerterweise spricht selbst der damalige Vorsitzende des Fed, Alan Greenspan, von einem rätselhaften Ereignis (*Greenspan Conundrum*, Greenspan, 2005). Die Ursachen dafür werden nach wie vor kontrovers diskutiert. So wird immer wieder angeführt, dass die Ersparnisse global gestiegen sind und vermehrt in US-Bundesanleihen investiert werden, wodurch es zu einem Sinken des Langfristzinses kommt. Allerdings deutet die Empirie darauf hin, dass dieser Effekt nur eine geringe bzw. gar keine Rolle spielt (siehe hierzu Wu, 2008; Taylor, 2009).

Vielmehr scheint es zu einer Veränderung der Erwartungshaltung privater Akteure gekommen zu sein. Die US-Ökonomie war in den 20 Jahren vor der Subprime-Krise eher moderaten Kontraktionen ausgesetzt. Diese Erfahrungen dürften die Marktteilnehmer dazu veranlasst haben, eine solche Entwicklung auch für die Zukunft anzunehmen. Auch könnte das anhaltend niedrige Zinsniveau so interpretiert worden sein, dass das Fed seine Reaktion bzgl. der Inflationsentwicklung verändert hat. Erwarten nun die Marktteilnehmer auch zukünftig ein ähnlich niedriges Zinsniveau, würde dies, in Verbindung mit der Erwartungstheorie, zu einem sinkenden Langfristzins führen und eine *straffere* Zinspolitik konterkarieren. Ahrend et al. (2008) zeigen aber auch, dass es selbst dann zu einem Immobilienboom kommen kann, wenn der Leitzins in Einklang mit der Taylor-Regel steht. Dies ist in erster Linie dann zu beobachten, wenn die Anzahl an Finanzinnovationen besonders hoch ist. So haben sich in den letzten Jahren v. a. in den USA die Märkte für komplexe Finanzprodukte stark entwickelt. Dieser fortschreitende

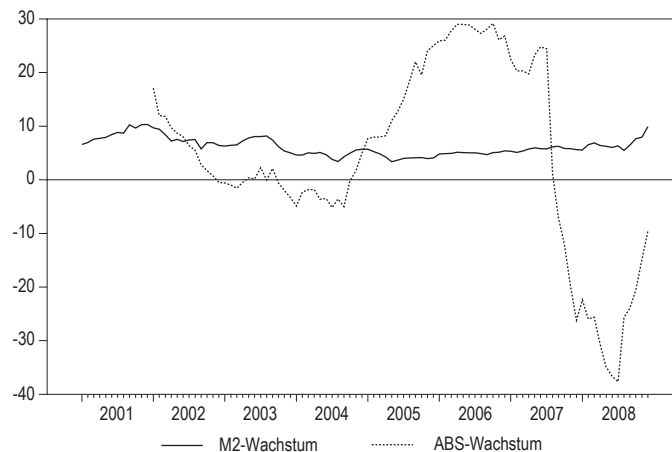


Abbildung 6: Wachstum: Geldmenge M2 und Asset Backed Commercial Paper

Disintermediations- und Verbriefungsprozess dürfte damit auch zu einem gewissen Kontrollverlust der US-Notenbank geführt haben. So muss in diesem Zusammenhang jedoch auch kritisch hinterfragt werden, ob überhaupt von einer Gültigkeit der Taylor-Regel ausgegangen werden kann. Falls keine stabile Verbindung zwischen dem operativen Ziel und den Endzielen des Fed vorliegt, dann wird das Konzept der Taylor-Regel untergraben. Abbildung 6 zeigt diesbezüglich einen vergleichsweise konstanten Verlauf des Geldmengenwachstums. Die Veränderungsrate der Asset Backed Securities als Indikator für die Liquidität, die außerhalb des Bankensektors geschaffen wurde, verläuft hingegen sehr volatil. Insbesondere der starke Rückgang nach Ausbruch der Krise verdeutlicht, dass die Möglichkeiten der direkten Einflussnahme von Notenbanken auf *Outer Liquidity* v. a. in Krisensituationen sehr gering sind.

Insgesamt kann der Vorwurf einer zu expansiv ausgerichteten Zinspolitik seitens des Fed nicht vollständig entkräftet werden. Unter dem alleinigen Gesichtspunkt der hier empirisch ermittelten Resultate wäre eine Rückbesinnung des Fed auf das Reaktionsverhalten, das während des Schätzzeitraums der modifizierten Taylor-Regel beobachtet wurde, zu empfehlen. Dies dürfte einen ähnlichen Beitrag der Geldpolitik zur wirtschaftlichen Entwicklung der USA leisten, wie zu Zeiten der *Great Moderation*.

Literatur

- Ahrend, R., B. Cournède und R. Price (2008), Monetary Policy, Market Excesses and Financial Turmoil, OECD Economics Department Working Paper 597, OECD Economics Department.
- ARGE-Institute (2006), *Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2006*. Hamburg: Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute e. V.
- Clarida, R., J. Galí und M. Gertler (1998), Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review* 42(6), 1033–1067.
- Clausen, J. R. und C.-P. Meier (2005), Did the Bundesbank Follow a Taylor Rule? An Analysis Based on Real Time Data, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 141(2), 213–245.
- Deutsche Bundesbank (1999), Taylor-Zins und Monetary Conditions Index, *Monatsbericht April 1999*, 47–63.
- EZB (2001), Fragen im Zusammenhang mit geldpolitischen Regeln, *Monatsbericht Oktober 2001*, 43–58.
- EZB (2004), Der natürliche Realzins im Euro-Währungsgebiet, *Monatsbericht Mai 2004*, 61–74.
- Fama, E. F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 25(2), 383–417.
- Fed. Philadelphia (2007), Survey of Professional Forecasters – Forth Quarter 2007, Survey, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- FRB (The Federal Reserve Board) (2004), Monetary Policy Report to the Congress, February 11, 2004, Reports to congress, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- GD (2008a), *Deutschland am Rande einer Rezession – Gemeinschaftsdiagnose Herbst 2008*. Essen: Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose.
- GD (2008b), *Folgen der US-Immobilienkrise belasten Konjunktur – Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2008*. Essen: Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose.
- Gerlach, S. und Schnabel (2000), The Taylor rule and interest rates in the EMU area, *Economic Letters* 67(2), 165–171.
- Gerlach-Kristen, P. (2003), Interest Rate Reaction Functions and the Taylor Rule in the Euro Area, Working Paper 258, Europäische Zentralbank.
- Gern, K.-J., C.-P. Meier und J. Scheide (2006), Euroland: Konjunkturelle Expansion erreicht Höhepunkt, in: Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel (Hrsg.), *Kieler Diskussionbeiträge 430/431*, 24–35. Kiel: Institut für Weltwirtschaft.
- Goodfriend, M. (1998), Using the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 84(3), 13–30.
- Greenspan, A. (1993), Testimony before the Subcommittee on Economic Growth and Credit Formation of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, July 20, 1993, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Greenspan, A. (1994), Statement to Congress, May 27, 1994 (Monetary Policy), *Federal Reserve Bulletin* 80(7), 606–609.

- Greenspan, A. (2005), Federal Reserve Board's semiannual monetary policy report to the Congress: testimony before the Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs, U.S. Senate, February 16, 2005, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Görgens, E., K. Ruckriegel und F. Seitz (2008), *Europäische Geldpolitik – Theorie, Empirie, Praxis* (5. Aufl.). Stuttgart: Lucius & Lucius.
- Kuttner, K. N. (2001), Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market, *Journal of Monetary Economics* 47(3), 523–544.
- Maddala, G. S. (2001), *Introduction to Econometrics* (3. Aufl.). Chichester [u. a.]: Wiley.
- Orphanides, A. (2001), Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data, *American Economic Review* 91(4), 964–985.
- Orphanides, A. und S. van Norden (2002), The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time, *The Review of Economics and Statistics* 84(4), 569–583.
- Poole, W. (2007), Understanding the Fed, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 89(1), 3–13.
- Reinhart, C. M. und K. S. Rogoff (2008), Is the 2007 U.S. Sub-Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison, NBER Working Paper 13761, National Bureau of Economic Research.
- Runkle, D. E. (1998), Revisionist History: How Data Revisions Distort Economic Policy Research, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 22(4), 3–12.
- Sack, B. und V. Wieland (2000), Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: a review of recent empirical evidence, *Journal of Economics and Business* 52(1-2), 205–228.
- Stock, J. H. und M. W. Watson (2002), Has the Business Cycle Changed and Why?, NBER Working Paper 9127, National Bureau of Economic Research.
- SVR (2000), Chancen auf einen höheren Wachstumspfad, Jahresgutachten 2000/01, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.
- Taylor, J. B. (1993), Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39(1), 195–214.
- Taylor, J. B. (1998), An Historical Analysis of Monetary Policy, NBER Working Paper 6768, National Bureau of Economic Research.
- Taylor, J. B. (2007), Housing and Monetary Policy, NBER Working Paper 13682, National Bureau of Economic Research.
- Taylor, J. B. (2009), The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong, NBER Working Paper 14631, National Bureau of Economic Research.
- The Economist (2007), Does America need a recession? (Finance And Economics: Economics Focus), *The Economist* 384(8543), 71.
- Wu, T. (2008), Accounting for the Bond-Yield Conundrum, *Economic Letter* 84(2), 1–8.

Universität Bayreuth
Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät
Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere

Zuletzt erschienene Paper:*

04-09	Woratschek, Herbert Schafmeister, Guido Schymetzki, Florian	International Ranking of Sport Management Journals
03-09	Schneider, Udo Zerth, Jürgen	Should I stay or should I go? On the relation between primary and secondary prevention
02-09	Pfarr, Christian Schneider Udo	Angebotsinduzierung und Mitnahmeeffekt im Rahmen der Riester-Rente. Eine empirische Analyse.
01-09	Schneider, Brit Schneider, Udo	Willing to be healthy? On the health effects of smoking, drinking and an unbalanced diet. A multivariate probit approach
03-08	Mookherjee, Dilip Napel, Stefan Ray, Debraj	Aspirations, Segregation and Occupational Choice
02-08	Schneider, Udo Zerth, Jürgen	Improving Prevention Compliance through Appropriate Incentives
01-08	Woratschek, Herbert Brehm, Patrick Kunz, Reinhard	International Marketing of the German Football Bundesliga - Exporting a National Sport League to China
06-07	Bauer, Christian Herz, Bernhard	Does it Pay to Defend? - The Dynamics of Financial Crises
05-07	Woratschek, Herbert Horbel, Chris Popp, Bastian Roth, Stefan	A Videographic Analysis of "Weird Guys": What Do Relationships Mean to Football Fans?
04-07	Schneider, Udo	Demographie, Staatsfinanzen und die Systeme der Sozialen Sicherung
03-07	Woratschek, Herbert Schafmeister, Guido	The Export of National Sport Leagues
02-07	Woratschek, Herbert Hannich, Frank M. Ritchie, Brent	Motivations of Sports Tourists - An Empirical Analysis in Several European Rock Climbing Regions
01-07	Herz, Bernhard Wagner, Marco	Do the World Trade Organization and the Generalized System of Preferences foster bilateral Trade?
07-06	Herz, Bernhard Vogel, Lukas Roeger, Werner	Optimal Simple Rules for Fiscal Policy in Monetary Union

* Weitere Diskussionspapiere finden Sie unter
http://www.fwi.uni-bayreuth.de/de/research/Working_Paper_Series/index.html