Kredit und Kapital, Heft 4/1998
Seiten 544 - 566

Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur: Ergebnisse für Deutschland und die USA*

Von Peter Anker und Jörn Wasmund, Gießen

I. Einleitung

Die umfangreiche empirische Literatur zur Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur in den USA hat einen „U-förmigen" Verlauf des Informationsgehalts in längerfristigen Zinsen für zukünftige kürzerfristige Zinsen nachgewiesen. Der Informationsgehalt in Ein- und Dreimonatszinsen ist sehr hoch, der Prognosegehalt des Sechs- und Zwölfmonatszinses für einen Prognosehorizont jenseits von drei Monaten ist praktisch Null und der Informationsgehalt von Kapitalmarktzinsen mit Laufzeiten ab einem Jahr nimmt dann wieder leicht zu.[1]

Unter der rationalen Erwartungshypothese der Zinsstruktur müssen solche Evidenzen letztlich zurückführbar sein auf die Eigenschaften des Tagesgeldzinses, also des Zinses für die kürzeste verfügbare Laufzeit. Dieser Zins ist zugleich integraler Bestandteil der Geldmarktsteuerungsstrategien sowohl der Federal Reserve (Fed) als auch der Deutschen Bundesbank.

In der neueren Literatur für die USA werden der extrem hohe Informationsgehalt des Ein- und Dreimonatszinses ebenso wie das anschließende drastische Abfallen des Informationsgehalts auf die Geldmarktsteuerungsstrategie der Fed zurückgeführt. *Rudebusch* (1995) zeigt, daß diese Zinsstrukturevidenzen vereinbar sind mit der Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und mit den theoretischen Implikationen der für die Fed feststellbaren Geldmarktsteuerungsstrategie.[2] Wesentlich sind dabei zwei Aspekte:

---

* Wir danken der DFG für finanzielle Unterstützung im Rahmen des Forschungsschwerpunktes „Effiziente Gestaltung von Finanzmärkten und Finanzinstitutionen" (Teilprojekt „Geldmengenpolitik und Unsicherheiten auf Finanzmärkten") sowie einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise und Anregungen.

1 Ein Überblick über entsprechende empirische Untersuchungen findet sich in *Rudebusch* (1995).

2 Eine ähnliche Analyse, die sich aber nur auf den Spread aus Dreimonats- und Tagesgeldzins bezieht, findet sich in *Balduzzi, Bertola* und *Foresi* (1997). Beide

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

(1) Das konkrete Instrumentarium, mit welchem die Zentralbank bei gegebenem Operationsziel für den Tagesgeldzins im Rahmen einer Zinssteuerung des Geldmarktes[3] die tägliche Steuerung des Tagesgeldzinses (federal funds rate) vornimmt.

(2) Die Art und Weise, in der die Fed mit ihrem Operationsziel auf neue Informationen reagiert, insbesondere die Bedeutung von kurz- und mittelfristigen Zinsglättungszielen.[4]

Vor diesem Hintergrund soll die Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende für die Bundesrepublik Deutschland analysiert werden. Die Geldmarktsteuerungsstrategie der Deutschen Bundesbank war in den letzten 20 Jahren einigen Regimewechseln unterworfen. Es gibt bisher keine Untersuchung, die den Einfluß dieser Regimewechsel auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende analysiert. Unter Verwendung von Tagesdaten für die Zinsstruktur untersuchen wir daher, ob Einflüsse der Geldmarktsteuerung auf den Informationsgehalt feststellbar sind und ob sie kompatibel sind mit den in der neueren Literatur betonten theoretischen Zusammenhängen. Sollte dies der Fall sein, so bestätigt dies nicht nur einen prinzipiellen engen Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerungsstrategie der Zentralbank und Informationsgehalt der Zinsstruktur, der bei Tests der Erwartungshypothese der Zinsstruktur zu berücksichtigen wäre, sondern auch die Relevanz der von *Rudebusch* (1995) und anderen aufgeführten theoretischen Aspekte, die diesen Zusammenhang begründen.

Neben diesem Vergleich des Informationsgehaltes der Zinsstruktur über Phasen verschiedener Geldmarktsteuerungsstrategien in der Bundesrepublik Deutschland ist ein direkter Vergleich der Evidenzen für Deutschland und die USA für den Zeitraum ab 1985 aufschlußreich. Während dieser Phase der „flexiblen Geldmarktsteuerung" in Deutschland weisen die Strategien der Deutschen Bundesbank und der Fed bezüglich der prinzipiellen Handhabung der beiden oben aufgeführten Aspekte der Geldmarktsteuerung große Ähnlichkeiten auf. In beiden Fällen wird eine Zinssteuerung des Geldmarktes hauptsächlich über Offenmarktgeschäfte vorgenommen und beim Übergang auf neue Ziel-

---

Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende stellen teilweise eine Formalisierung von Überlegungen in *Mankiw* und *Miron* (1986) dar.

[3] Zur Bedeutung kurzfristiger Operationsziele im Rahmen der Geldmengensteuerung der Deutschen Bundesbank vgl. *Neumann* und *von Hagen* (1993).

[4] Zinsglättungsmotive lassen sich hauptsächlich zurückführen auf das Ziel der Stabilität des Finanzsektors. Vgl. *Cukierman* (1992) und *Goodfriend* (1991).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

werte spielen Zinsglättungsüberlegungen eine Rolle. In einigen Details bestehen allerdings Unterschiede.[5] Dies betrifft die konkrete Ausgestaltung und Anwendung einzelner Instrumente, daneben aber auch den Bereich eher impliziter bzw. weniger transparenter Strategien der beiden Zentralbanken zur Steuerung des Geldmarktes. Aus einem Vergleich der Evidenzen zum Informationsgehalt der Zinsstruktur läßt sich ablesen, in welcher Weise sich solche Unterschiede niederschlagen im stochastischen Prozeß kurzfristiger Geldmarktzinsen und inwieweit Finanzmärkten unter den alternativen Varianten die korrekte Verarbeitung neuer Informationen gelingt.

So weist die *Deutsche Bundesbank* (1996) darauf hin, daß Schwankungen des Tagesgeldsatzes innerhalb eines Monats als vorübergehend erkannt werden. Unsere auf Tagesdaten basierende empirische Analyse erlaubt eine genauere Überprüfung dieses Zusammenhangs.[6]

Im folgenden Abschnitt präsentieren wir Ergebnisse für die USA und theoretische Erklärungsansätze, die explizit den Zusammenhang zur Geldmarktsteuerungsstrategie erfassen. Die entsprechende Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland erfolgt in Abschnitt III. Abschnitt IV. enthält eine Zusammenfassung sowie Schlußfolgerungen bezüglich der aufgeworfenen Fragen.

II. Zinsstruktur und Geldmarktsteuerung in den USA

1. Zinsstrukturevidenzen

Nach der Erwartungshypothese der Zinsstruktur prognostizieren Spreads zwischen länger- und kürzerfristigen Zinsen die zukünftige Entwicklung des kurzfristigen Zinses.[7] Konkret gilt für eine Einperiodenrendite $r(1)$ und die Rendite eines Papiers mit einer Restlaufzeit von n Perioden $(r(n))$:

---

[5] Zu einer detaillierten Darstellung der jeweils benutzten Instrumente, der Interventionsfrequenzen sowie der Announcements im Rahmen der Geldmarktsteuerung vgl. *Borio* (1997).

[6] Dabei ist zu beachten, daß vor dem Hintergrund einer effizienten Signalisierungsstrategie eine vollständige Eliminierung der Schwankungen des Tagesgeldzinses keineswegs den Idealfall darstellen muß. Vgl. hierzu *Bindseil* (1997) und *Hardy* (1997).

[7] Zu einer umfassenden Darstellung der regressionsanalytisch testbaren Implikationen der Erwartungshypothese für allgemeine Laufzeitkombinationen vgl. *Campbell* und *Shiller* (1991).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$r(n)_t = \frac{1}{n}\left(r(1)_t + E_t\sum_{i=1}^{n-1} r(1)_{t+i}\right) + \pi(n)$$

Abgesehen von einer konstanten Laufzeitprämie $\pi(n)$ ergibt sich der längerfristige Zins als Durchschnitt aus dem aktuellen kurzfristigen Zins und $n - 1$ erwarteten zukünftigen Kurzfristzinsen.

Ist die Laufzeit (n) des längerfristigen Zinses gleich dem k-fachen der Laufzeit des kürzerfristigen Zinses (m) mit $m \geq 1$, so ergibt sich:

$$r(n)_t = \frac{1}{k}\left(r(m)_t + E_t\sum_{i=1}^{k-1} r(m)_{t+m\cdot i}\right) + \pi(n,m) \tag{1}$$

Unter der Annahme rationaler Erwartungen ist

$$r(1)_{t+n} = E_t r(1)_{t+n} + u_{t,t+n}, \tag{2}$$

wobei der Prognosefehler $u_{t,t+n}$ mit keinen zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen korreliert.

Einsetzen von (2) in (1) und die Verwendung des „law of iterated expectations" ergibt nach identischer Umformung:

$$\frac{1}{k}\sum_{i=0}^{k-1} r(m)_{t+m\cdot i} - r(m)_t = a + b[r(n)_t - r(m)_t] + v(n,m)_t \tag{3}$$

mit $$b = 1,\ a = -\pi(n,m),\ v(n,m)_t = \frac{1}{k}\sum_{i=1}^{k-1} u_{t,t+m\cdot i}.$$

Die Parameter der Regression (3) lassen sich mittels OLS konsistent schätzen, da den Störgrößen $v(n,m)$ Fehler rationaler Erwartungen zugrunde liegen, die nicht mit den jeweiligen Regressoren korrelieren.[8]

Ein signifikant von Null verschiedener Regressionskoeffizient für b bedeutet, daß der Spread Informationsgehalt bezüglich der zukünftigen Entwicklung des entsprechenden Kurzfristzinses besitzt. Auch bei rationalen Erwartungen und Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zins-

[8] Die Störgrößen können aber auch bei rationalen Erwartungen Heteroskedastizität aufweisen und, falls $n > 2$, autokorreliert sein. Unter der Nullhypothese besteht Autokorrelation bis zum Lag $m(k-1) - 1$. Dieser Tatsache wird bei der Schätzung der Kovarianzmatrix der Parameter durch Verwendung heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenter Schätzer nach *Newey* und *West* (1987) Rechnung getragen. Alle gezeigten Standardfehler erweisen sich als sehr robust gegenüber Änderungen der maximalen Lagordnung.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

struktur kann der Schätzer signifikant kleiner als Eins sein, wenn der Spread auch zeitvariable Risikoprämien enthält.[9] Das Bestimmtheitsmaß der Regression (3) zeigt den vom Spread erklärten Varianzanteil der Änderungen von kurzfristigen Zinsen. Falls wiederum zeitvariable Risikoprämien vorhanden sind, stellt dies eine Untergrenze für die Möglichkeiten des Marktes bei der Prognose zukünftiger Zinsen dar.[10]

Tabelle 1 zeigt Schätzergebnisse für die USA mit Tagesdaten für den Zeitraum 1984 bis 1997.[11] Die Geldmarktsteuerungsstrategie der Fed kann für diesen Zeitraum als konstant betrachtet werden.[12]

In der ersten Zeile wird der Informationsgehalt des Spreads aus Einmonats- und Tagesgeldzins betrachtet, d.h., in (3) gilt $m = 1$ und $n = 30$. Die zu erklärende Größe auf der linken Seite der Regression (3) ist also die Differenz zwischen dem durchschnittlichen Tagesgeldzins der nächsten 30 Tage[13] und dem aktuellen Tagesgeldzins. Getestet wird hier der Informationsgehalt des Spreads aus Einmonats- und Tagesgeldzins („Einmonatsspread") für diese Größe.

In der folgenden Regression ist der Kurzfristzins der Einmonatszins ($m = 30$) und der Spread wird gebildet aus Drei- und Einmonatszins („Dreimonatsspread"). Diese Regression testet den Informationsgehalt der Zinsstruktur bezüglich des Durchschnitts aus dem Einmonatszins in einem und in zwei Monaten. Die letzte Regression testet die Fähigkeit des Spreads aus Sechs- und Dreimonatszins („Sechsmonatsspread"), den Dreimonatszins in drei Monaten zu prognostizieren.

Die Schätzresultate stehen im Einklang mit den in der Literatur vorhandenen Ergebnissen für die USA: Gemessen an der Signifikanz des geschätzten b-Koeffizienten und am Bestimmtheitsmaß ist der Informationsgehalt des Ein- und Dreimonatsspreads sehr hoch. Danach geht der Informationsgehalt drastisch zurück.[14] Im folgenden soll gezeigt werden,

---

9 Vgl. *Fama* (1984).

10 Vgl. *Hardouvelis* (1988).

11 Die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Zinssätze für alle Laufzeiten, sowohl für Deutschland als auch für die USA, sind von DATASTREAM bereitgestellte Zinssätze des entsprechenden Euromarktes.

12 Im Zeitraum Oktober 1979 bis Oktober 1982 steuerte die Fed die nonborrowed reserves. Danach ging sie wieder zu einer faktischen Steuerung der federal funds rate über. Im Februar 1984 erfolgte ein Übergang bei der Mindestreserveregelung vom lagged reserves accounting zum contemporaneous reserves accounting. Vgl. *Roberds, Runkle* und *Whiteman* (1996).

13 Für die Schätzung wurde der Durchschnitt der Tagesgeldzinsen der nächsten 21 Werktage verwendet. Für Feiertage wurde der Wert des Vortages angesetzt.

14 Der Informationsgehalt sinkt monoton bis zu einem Prognosehorizont von 12 Monaten und beginnt dann wieder zu steigen. Vgl. *Rudebusch* (1995). Da in

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Regressionsergebnisse für die US-Zinsstruktur*

Spread	Periode: 1/2/84 - 31/12/96 (T = 3370)	
Einmonatsspread	0,563	(0,074)[a]
(1 Monat - 1 Tag)	0,408	[0,201]
Dreimonatsspread	0,592	(0,132)[a]
(3 Monate - 1 Monat)	0,179	[0,259]
Sechsmonatsspread	0,254	(0,258)
(6 Monate - 3 Monate)	0,015	[0,347]

* Die jeweils obere Zeile für jeden Spread zeigt den geschätzten *b*-Koeffizienten der Regression (3) mit dem heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler in Klammern. Die zweite Zeile zeigt das Bestimmtheitsmaß mit der Standardabweichung der Residuen in eckigen Klammern.
a, b, c = signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau.

in welcher Weise die Geldmarktsteuerungsstrategie der Zentralbank in diesen Resultaten zum Ausdruck kommt.

2. *Theoretische Erklärungen*

Das offizielle kurzfristige Operationsziel der Federal Reserve sind seit Oktober 1982 die „borrowed reserves". Dennoch wird die Geldmarktsteuerung der Fed im allgemeinen als Zinssteuerung aufgefaßt. Mit wenigen Ausnahmen basieren die Offenmarktoperationen auf Zielen für den Tagesgeldzins, die von den Märkten korrekt wahrgenommen werden.[15] Zinsober- und -untergrenzen durch Refinanzierungs- bzw. Absorptionsfazilitäten spielen praktisch keine Rolle. Die überragende Bedeutung bei der Zinssteuerung haben Wertpapierpensionsgeschäfte mit Laufzeiten vom einem Tag bis zu zwei Wochen. Da diese nicht kontinuierlich vorgenommen werden, kommt es zu Abweichungen zwischen dem tatsächlichen und dem angestrebten Tagesgeldzins.[16] Diese transitorischen

diesem Beitrag auf Implikationen der Geldmarktsteuerungsstrategie für die Zinsstruktur abgestellt wird, begrenzen wir die Ergebnisdiskussion auf Laufzeiten bis zu 6 Monaten. Der 12-Monatszins wird wesentlich von weiteren Aspekten geprägt. Insbesondere sind hier die Diskussion um geldpolitische Reaktionsfunktionen und die in *McCallum* (1994) und *Kugler* (1996) untersuchten Aspekte relevant.

[15] Seit 1991 kann relativ uneingeschränkt von einer expliziten Zinssteuerung der Fed gesprochen werden. Vgl. *Balduzzi, Bertola* und *Foresi* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Abweichungen sind verantwortlich für den Prognosegehalt des Einmonatsspreads. Eine transitorische Schwankung des Tagesgeldzinses wird von den Märkten i.d.R. korrekt identifiziert: Der Spread zwischen Einmonatszins und Tagesgeldzins prognostiziert korrekt, daß der durchschnittliche Tagesgeldzins der nächsten Wochen näher am Zielwert liegen wird als der aktuelle.

Der schwache Prognosegehalt des Spreads für die Zinsentwicklung jenseits eines Horizontes von drei Monaten ergibt sich aus dem Zinsglättungsmotiv. Das Attribut Zinsglättung bezieht sich hierbei auf die Art und Weise, in der die Fed ihr Ziel für den Tagesgeldzins im Zeitablauf ändert. *Goodfriend* (1991) beschreibt die Auswirkungen des Zinsglättungsmotivs auf den zeitlichen Verlauf der Zielwerte, in *Rudebusch* (1995) findet sich ein statistisches Modell für die Änderungen der Zielwerte für den Tagesgeldzins. Als wesentliches Charakteristikum läßt sich die „Random-walk-Eigenschaft" des Zielwertes herausstellen. Besitzt die Fed zuverlässige Informationen über eine notwendige permanente Änderung des Operationsziels, so geht sie innerhalb von ca. einem Monat mittels mehrerer kleinerer Zielwertänderungen auf den neuen Zielwert über. Dieser hat die Eigenschaft, daß sich auf der Basis heute verfügbarer Informationen keine weiteren Zielwertänderungen prognostizieren lassen. Wegen der Anpassung des Zielwertes über eine Folge gleichgerichteter kleinerer Änderungen können also rationale Änderungserwartungen für den Zielwert im Rahmen des nächsten Monats bestehen. Für darauffolgende Monate sollte aber die Erwartung weiterer Änderungen des Zielwertes nicht bestehen.

Die Annäherung an den neuen Zielwert über „Trippelschritte" erklärt den Informationsgehalt des Dreimonatsspreads für den durchschnittlichen Einmonatszins in den nächsten beiden Monaten. Beobachten die Märkte einen solchen Trippelschritt, so erwarten sie für die folgenden Wochen weitere gleichgerichtete Änderungen, was zu einer Anpassung des Dreimonatsspreads führt. Diese Variation des Spreads hat, wie

[16] Eine zinsstabilisierende Funktion übt dabei die Mindestreserve aus, da das Mindestreserve-Ist als Durchschnitt von zwei Wochen berechnet wird. Ein Steuerungsfehler, der z.B. zu einem transitorischen Überangebot an Zentralbankgeld beim angestrebten Zinssatz führen würde, wird unter einer solchen Regelung zur Vorauserfüllung des Reserve-Solls verwendet. Schwankungen des Tagesgeldzinses werden dadurch gedämpft. Wenn also während der zweiwöchigen Reserveperiode Zentralbankguthaben verschiedener Tage perfekte Substitute darstellen, wird sich der Tagesgeldzins so bilden, daß er dem für den nächsten Tag erwarteten entspricht. *Hamilton* (1996) zeigt, daß diese Hypothese für die USA abgelehnt werden kann und führt dies auf Geldmarktfriktionen zurück.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1 zeigt, einen hoch signifikanten Informationsgehalt für die tatsächliche Änderung der Einmonatszinsen in den nächsten beiden Monaten.

Aus der Strategie der Federal Reserve beim Übergang auf einen neuen Zielwert ergibt sich gleichzeitig eine Erklärung für den insignifikanten Informationsgehalt des Sechsmonatsspreads bezüglich des künftigen Dreimonatszinses. Nach einer Änderung des Zielwertes können die Marktteilnehmer davon ausgehen, daß innerhalb eines Monats der Anpassungsprozeß an den neuen endgültigen Zielwert abgeschlossen ist, so daß der aktuelle Dreimonatszins als Durchschnitt der Tagesgeldzinsen der nächsten 90 Tage überragend von diesem endgültigen Zielwert determiniert wird. Da weitere Zielwertänderungen nicht prognostizierbar sind, wird davon ausgegangen, daß der Dreimonatszins in 90 Tagen dem aktuellen Dreimonatszins in etwa entspricht. Aufgrund dieses Random-walk-Verhaltens der Dreimonatszinsen geht die Varianz erwarteter Änderungen des Dreimonatszinses gegen Null. Dies gilt nach der Erwartungshypothese der Zinsstruktur auch für den Spread zwischen Sechs- und Dreimonatszins, so daß sich mit der Regression (3) kein signifikanter Einfluß des Spreads ergeben kann.[17]

Zusammengefaßt lassen sich also folgende Erklärungen für die in Tabelle 1 wiedergegebenen Evidenzen anführen:

- Der hohe Informationsgehalt des Einmonatsspreads ergibt sich aus transitorischen Abweichungen vom Zielwert, die im Rahmen einer Zinssteuerung von den Märkten korrekt identifiziert werden.
- Der hohe Informationsgehalt des Dreimonatsspreads ebenso wie der nicht vorhandene Informationsgehalt des Sechsmonatsspreads ergeben sich aus der Zinsglättungsstrategie: Zinsänderungen erfolgen in Trippelschritten über einen Zeitraum von ca. einen Monat. Dies impliziert prognostizierbare Änderungen des Einmonatszinses für den nächsten Monat, während der Dreimonatszins Random-walk-Verhalten aufweist.

---

[17] Für den Zeitraum 1974 - 1979 haben *Cook* und *Hahn* (1989) diesen Zusammenhang nachgewiesen: Nach einem Anstieg des Zielwertes für die federal funds rate verschiebt sich die gesamte Zinsstruktur bis 12 Monate um praktisch die gesamte Änderung des Tagesgeldzinses nach oben, so daß die Spreads von Zielanpassungen wenig berührt werden.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

III. Zinsstruktur und Geldmarktsteuerung in Deutschland

Die Geldmarktsteuerung der Bundesbank wurde in den letzten 20 Jahren mehrfach geändert. Im folgenden soll analysiert werden, wie sich diese Änderungen in den zentralen Eigenschaften der Zinsstruktur niedergeschlagen haben. Die Entwicklung des Tagesgeldzinses ist für drei Teilperioden in Abbildung 1 dargestellt, Tabelle 2 präsentiert Ergebnisse zum Informationsgehalt der Zinsstruktur in der Bundesrepublik Deutschland für diese Teilperioden.[18] Die Abgrenzung der Teilperioden erfolgte im Hinblick auf Änderungen im Geldmarktsteuerungsverfahren der Bundesbank. Die Diskussion der Ergebnisse erfolgt zunächst für den Spread zwischen Einmonats- und Tagesgeldzins („Einmonatsspread").

Wie für die USA ist der Informationsgehalt dieses Spreads bezüglich des durchschnittlichen Tagesgeldzinses im nächsten Monat in allen Teilperioden hoch signifikant. Allerdings sind signifikante Unterschiede über die Teilperioden hinweg feststellbar. Der geschätzte Regressionskoeffizient ist im ersten und letzten Teilzeitraum wesentlich höher als in

Tabelle 2

Regressionsergebnisse für die deutsche Zinsstruktur*

Spread	Periode					
	1/1/75 - 31/12/80 (T = 1565)		1/1/81 - 31/1/85 (T = 1066)		1/2/85 - 31/12/96 (T = 3107)	
Einmon.spread	0,792	(0,046)[a]	0,446	(0,017)[a]	0,642	(0,067)[a]
(1 Mon. - 1 Tag)	0,406	[0,526]	0,237	[0,405]	0,414	[0,196]
Dreimon.spread	0,727	(0,079)[a]	0,807	(0,141)[a]	0,605	(0,146)[a]
(3 Mon. - 1 Mon.)	0,231	[0,265]	0,108	[0,453]	0,235	[0,196]
Sechsmon.spread	0,127	(0,171)	0,175	(0,272)	0,571	(0,127)[a]
(6 Mon. - 3 Mon.)	0,007	[0,460]	0,001	[0,475]	0,151	[0,242]

* Die jeweils obere Zeile für jeden Spread zeigt den geschätzten b-Koeffizienten der Regression (3) mit dem heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler in Klammern. Die zweite Zeile zeigt das Bestimmtheitsmaß mit der Standardabweichung der Residuen in eckigen Klammern.
a, b, c = signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau.

[18] Die Regressionsergebnisse der Tabellen 1 und 2 sind wenig sensitiv bezüglich alternativer Spezifikationen. Die Verwendung von Wochendaten führt unabhängig vom verwendeten Wochentag zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Gleiches gilt für die explizite Berücksichtigung von ARCH-Effekten, d.h. bei simultaner Schätzung der Regression (3) mit GARCH-Spezifikationen für den Varianzprozeß.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

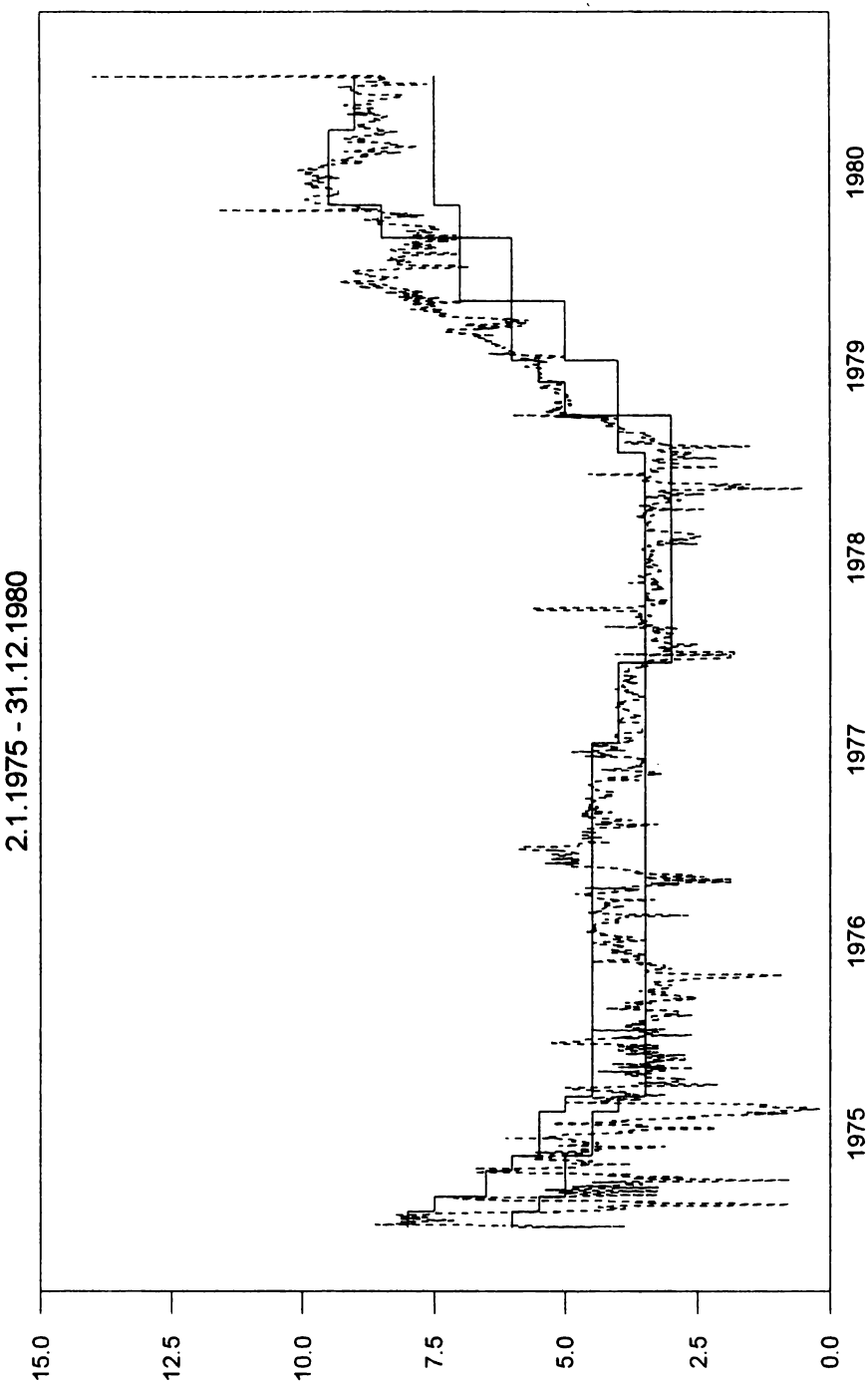

Abb. 1: Der Euro-DM-Tagesgeldzins in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

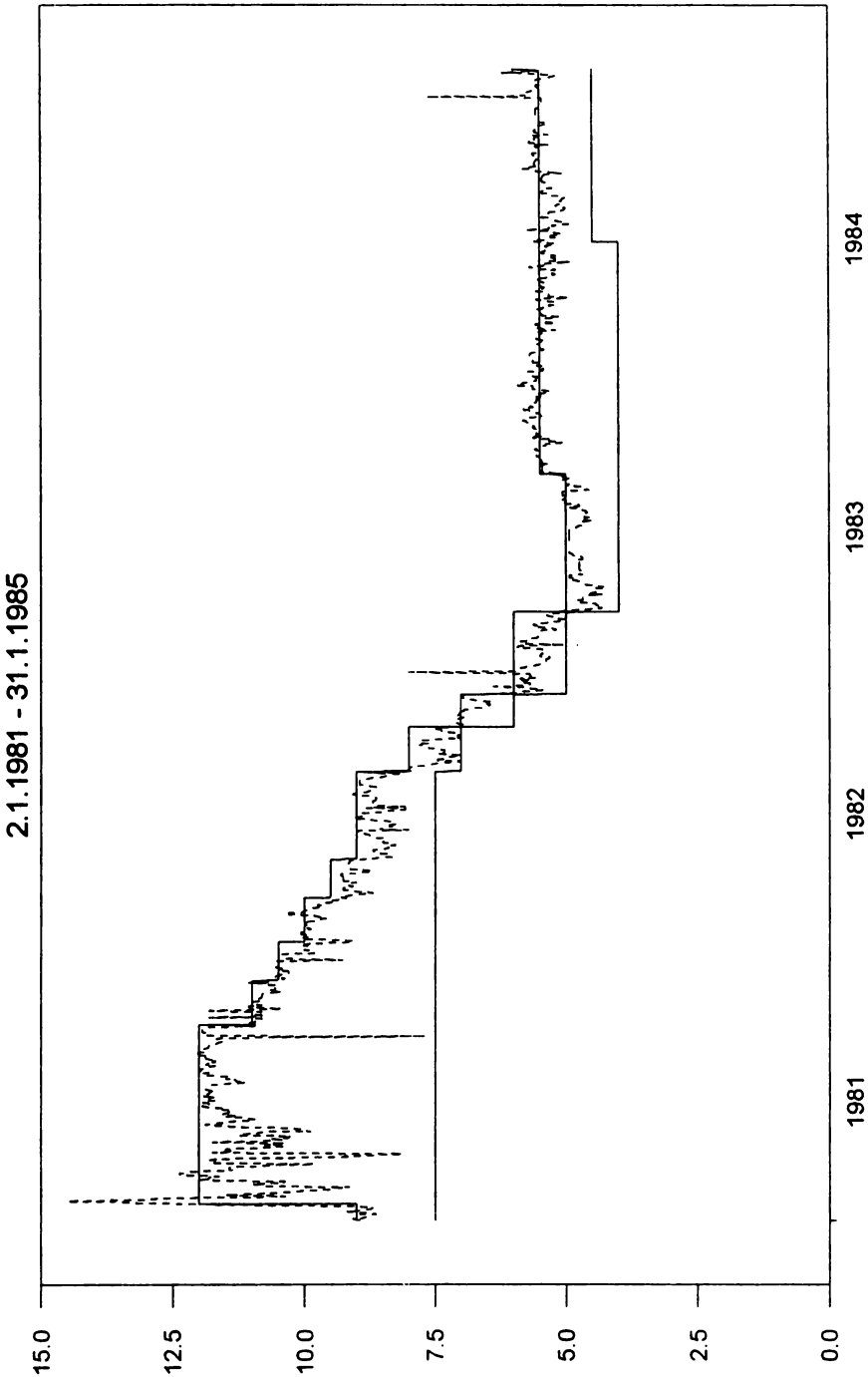

Abb. 1

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

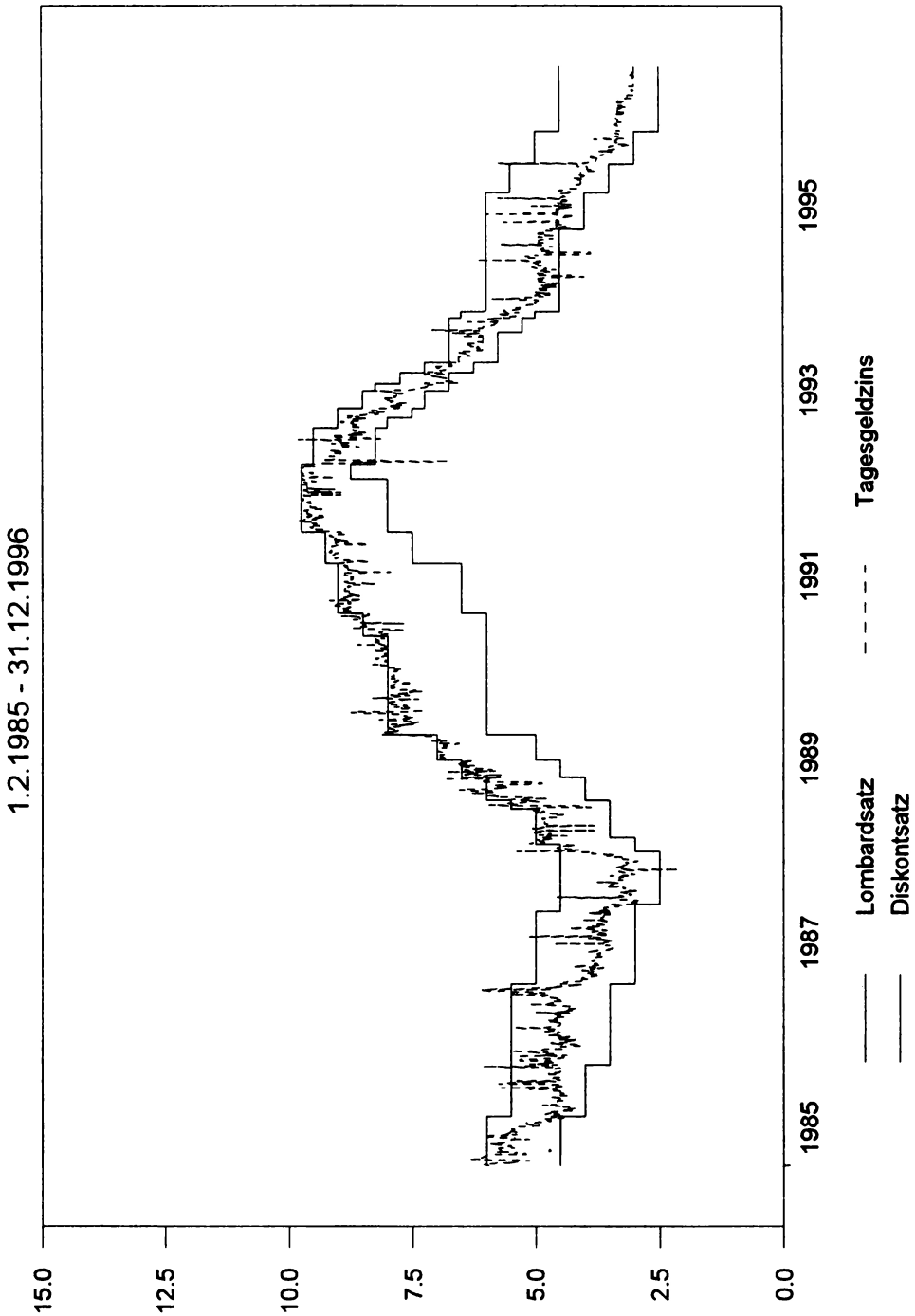

Abb. 1

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der mittleren Teilperiode. Auch das Bestimmtheitsmaß weist deutliche Unterschiede zwischen den Teilperioden auf. Somit bestätigt sich ein prinzipieller Zusammenhang zwischen Zinsstrukturverhalten am kurzen Ende und Geldmarktsteuerungsstrategie. Im folgenden ist zu analysieren, ob sich die festgestellten Unterschiede in Einklang bringen lassen mit den theoretischen Überlegungen in *Rudebusch* (1995).

1. Einmonatsspread und Geldmarktsteuerung vor 1985

Ein starker Zusammenhang zwischen dem Einmonatsspread und der anschließenden Änderung des durchschnittlichen Tagesgeldsatzes zeigt sich in der ersten Teilperiode 1975 - 1980. Einem Anstieg des Spreads um einen Prozentpunkt folgt hier durchschnittlich ein Anstieg des durchschnittlichen Tagesgeldzinses um 0,79 Prozentpunkte gegenüber dem aktuellen Tagesgeldzins.

Für die USA wurde argumentiert, daß der Informationsgehalt des Einmonatsspreads aus transitorischen Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert resultiert. Für Deutschland dürfte dieser Aspekt in der Phase 1975 - 1979 tatsächlich eine dominierende Rolle spielen. Bis zu Beginn der 80er Jahre waren die Instrumente der Bundesbank für eine Zinssteuerung zu inflexibel ausgelegt: Mit den vorwiegend eingesetzten Instrumenten (Mindestreservesätze, Rediskontkontingente, Lombardsatz) war eine tägliche Steuerung des Tagesgeldzinses nicht möglich.[19] Die daraus resultierenden starken transitorischen Zinsschwankungen erzeugen den hohen Informationsgehalt von mit dem Tagesgeldzins gebildeten Spreads.

Ein deutlich schwächerer Zusammenhang zwischen Spread und durchschnittlichem Tagesgeldzins ist dagegen in der Phase der sogenannten „starren Geldmarktsteuerung" 1981 - 1985 feststellbar. Hier folgt einem Anstieg des Spreads um einen Prozentpunkt ein Anstieg des durchschnittlichen Tagesgeldzinses von lediglich 0,45 Prozentpunkten. Ein solches Ergebnis läßt vermuten, daß transitorische Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert in dieser Phase keine so große Rolle gespielt haben. Dies läßt sich in Übereinstimmung bringen mit der tatsächlichen Strategie der Bundesbank in dieser Phase.[20] Die Zinssteuerung der Bundesbank erfolgte bis Mitte der 80er Jahre hauptsächlich

---

[19] Diesen Aspekt betonen auch *Bernanke* und *Mihov* (1997) im Rahmen der Identifikation von Geldangebotsschocks.

[20] Vgl. *Rohde* (1995).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

über die Refinanzierungsfazilität. Die Versorgung mit Geldbasis wurde von der Bundesbank so knapp gestaltet, daß jederzeit eine hinreichend hohe Lombardverschuldung der Banken bestand und der Lombardsatz somit zugleich Ober- und Untergrenze des Tagesgeldzinses bildete.[21] Transitorische Schwankungen des Tagesgeldzinses um den Zielwert werden dadurch minimiert.[22]

2. *Einmonatsspread und Geldmarktsteuerung seit 1985*

a) Flexible Geldmarktsteuerung

Mitte der 80er Jahre erfolgte hinsichtlich des Instrumenteneinsatzes eine Neuorientierung der Zinssteuerungsstrategie der Bundesbank, die letztlich eine Annäherung an die amerikanische Vorgehensweise darstellt.[23]

Als standing facility, die bei einer Zinssteuerung des Geldmarktes für die Zinsobergrenze des Tagesgeldzinses sorgt, dient der Lombardkredit. Eine Absorptionsfazilität besteht in den sogenannten „Liquiditätspapieren", deren Zins sich am Diskontsatz orientiert. Tatsächlich spielen aber diese Instrumente bei weitem nicht die Rolle, die sich im Rahmen einer Zinssteuerung erwarten ließe: Der Anteil der Lombardkredite an der gesamten Refinanzierung der Kreditinstitute liegt monatsdurchschnittlich seit 1985 selten über einem Prozent; Geschäfte mit Liquiditätspapieren fanden äußerst selten statt. Statt dessen versucht die Bundesbank über andere Instrumente stets die adäquate Geldbasis zur Verfügung zu stellen. Tragende Elemente der täglichen Steuerung des Tagesgeldzinses sind (*Rohde,* 1995):

- 6 Wertpapierpensionsgeschäfte im Monat, davon 4 mit Laufzeiten von 30 Tagen und 2 mit Laufzeiten von 60 Tagen. Seit Oktober 1992 werden nur noch Laufzeiten von 14 Tagen abgeschlossen.
- Von den sogenannten Marktfaktoren ausgelöste Schocks (Bargeldumlauf, öffentliche Kassentransaktionen (bis Ende 1993), Devisentrans-

---

21 In den Jahren 1981 und 1982 setzte die Bundesbank den sogenannten Sonderlombardkredit ein. Vgl. den Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank für das Jahr 1981.

22 Auch die *Deutsche Bundesbank* (1996) weist darauf hin, daß vor 1985 die kurzfristigen Schwankungen des Tagesgeldsatzes deutlich geringer waren als unter dem aktuellen Steuerungsverfahren.

23 Zur Geldmarktsteuerung unter der „flexiblen Geldmarktsteuerung" vgl. *Neumann* (1990) und *Neumann* und *von Hagen* (1993).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

aktionen, schwebende Verrechnungen) können abgefangen werden durch Kürzung der zur Prolongation anstehenden Wertpapierpensionsgeschäfte oder über andere sehr kurzfristig einsetzbare Instrumente, insbesondere Devisenswapgeschäfte, Devisenpensionsgeschäfte und Schnelltendergeschäfte sowie die Abgabe von Liquiditätspapieren.[24]

Damit bestehen Gemeinsamkeiten zwischen der Geldmarktsteuerung der Fed und der Deutschen Bundesbank in bezug auf die tägliche Steuerung des Tagesgeldzinses unter der von der Bundesbank seit 1985 verfolgten flexiblen Geldmarktsteuerung:

- Steuerung des Tagesgeldzinses über Offenmarktoperationen, was mit transitorischen Schwankungen des Tagesgeldzinses verbunden ist.
- Ausnutzung der stabilisierenden Funktion der Mindestreserve in der Ausgestaltung eines durchschnittlich zu erfüllenden Reserve-Solls.[25]

Ein Unterschied ist darin zu sehen, daß die Tagesgeldziele der Bundesbank weniger explizit sind als die der Federal Reserve.[26]

b) Zinsstrukturevidenzen

Die weitgehende Ähnlichkeit zwischen der Geldmarktsteuerungsstrategie der Fed und der Bundesbank bezüglich der Realisierung der Operationsziele für den Tagesgeldzins läßt einen ähnlich hohen Informationsgehalt des Spreads aus Einmonats- und Tagesgeldzins für den durchschnittlichen Tagesgeldzins in Deutschland erwarten. Das Ergebnis in Tabelle 2 steht im Einklang mit dieser Vermutung. Für die Phase der flexiblen Geldmarktsteuerung ab 1985 ergibt sich eine große Übereinstimmung der Ergebnisse für den Einmonatsspread mit den Ergebnissen der USA: Ein Anstieg des Spreads um einen Prozentpunkt ist in Deutschland begleitet von einem Anstieg des durchschnittlichen Tagesgeldzinses gegenüber dem aktuellen um 0,64 Prozentpunkte (0,56 in den USA) und

---

[24] Allerdings fühlt sich die Bundesbank nicht verpflichtet, auf jede tägliche Schwankung des Tagesgeldzinses zu reagieren. Vgl. *Issing* (1997).

[25] Die *Deutsche Bundesbank* (1995) verweist darauf, daß die Mindestreserve die Funktion eines Liquiditätspuffers ausübt und eine niedrigere Interventionsfrequenz ermöglicht.

[26] Die *Deutsche Bundesbank* (1994) weist darauf hin, daß der Wertpapierpensionssatz die Rolle eines „operativen Leitzinses" übernommen hat und mit Mengentendern klare Signale gegeben werden können. I. d. R. bevorzugt die Bundesbank aber den Zinstender. Für die USA war den Marktteilnehmern das jeweilige „federal funds rate target" weitgehend zeitgleich bekannt. Seit 1994 werden die targets von der Fed explizit bekanntgegeben. Vgl. *Rudebusch* (1995) und *Borio* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

in beiden Ländern erklären die Spreads einen hohen Anteil der Varianz (jeweils 41 %). Auch die Standardabweichung der unerklärten Schwankungen ist für beide Länder gleich groß (0,2).

Daraus läßt sich wiederum schließen, daß die weniger explizite Zielvorgabe für den Tagesgeldzins im Durchschnitt nicht dazu führt, daß die Märkte die steuerungsbedingten Fluktuationen fehlinterpretieren.

Die Ergebnisse für den hier diskutierten Zeitraum 1985 - 1996 ähneln bezüglich des geschätzten *b*-Koeffizienten und seines Standardfehlers den Ergebnissen für die Periode 1975 - 1979, in der die Bundesbank zu einer Steuerung des Tagesgeldzinses nicht in der Lage war. Dieser zentrale Unterschied im Steuerungsverfahren zeigt sich in der Varianz der Residuen. Da die Tagesgeldzinsschwankungen in der ersten Teilperiode größer und persistenter sind, erklärt der Spread zwar in etwa den gleichen Anteil der Varianz des durchschnittlichen Tagesgeldzinses, aber die Standardabweichung der unerklärten Schwankungen ist mehr als doppelt so groß wie in der Periode 1985 - 1997.

c) Analyse der Mindestreserveerfüllungsperiode

Die größten Schwankungen des Tagesgeldzinses zeigen sich am Monatsende aufgrund der zinsunelastischen Zentralbankgeldnachfrage der Banken zur Erfüllung ihrer Mindestreservepflicht.

Dies läßt darauf schließen, daß möglicherweise der hohe Informationsgehalt des Einmonatsspreads überragend resultiert aus großen unerwarteten Tagesgeldschwankungen am Monatsende, die als transitorisch eingestuft werden, während der Spread über den Rest des Monats nur wenig Informationsgehalt besitzt. Tabelle 3 zeigt daher zusätzliche Ergebnisse für den Einmonatsspread im Zeitraum 1985 - 1996. Zeile 1 wiederholt das Ergebnis aus Tabelle 2, bei dem alle Beobachtungen verwendet werden. In Zeile 2 werden nur Beobachtungen aus der letzten Monatswoche verwendet, während in Zeile 3 die Beobachtungen der letzten Monatswoche und des Monatsersten ausgeschlossen sind.

Es zeigt sich, daß der Informationsgehalt tatsächlich wesentlich aus der letzten Monatswoche stammt, gleichzeitig aber auch über den Rest des Monats der Spread signifikanten Informationsgehalt besitzt. Tabelle 3 verdeutlicht ferner, daß zwar am Monatsende die Varianz der abhängigen Variablen wesentlich größer ist, aber praktisch die gesamte zusätzliche Varianz durch den Spread erklärt wird: Der Standardfehler der Residuen hat die gleiche Größenordnung wie über den Rest des Monats. Insofern

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Regressionsergebnisse für den deutschen Einmonatsspread*

Sample	*T*	Periode: 1/2/85 - 31/12/96	
Alle Beobachtungen (Tagesdaten)	3107	0,642	(0,067)[a]
		0,414	[0,196]
Nur die letzte Monatswoche	852	0,790	(0,067)[a]
		0,607	[0,211]
Ohne die letzte Monatswoche und den Monatsersten	2113	0,499	(0,069)[a]
		0,266	[0,183]

* Die jeweils obere Zeile für jeden Spread zeigt den geschätzten *b*-Koeffizienten der Regression (3) mit dem heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehler in Klammern. Die zweite Zeile zeigt das Bestimmtheitsmaß mit der Standardabweichung der Residuen in eckigen Klammern. Das Sample für die letzte Monatswoche umfaßt den Ultimo sowie die vier vorangegangenen Werktage.
a, b, c = signifikant auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau.

läßt sich schließen, daß die starken Zinsschwankungen am Monatsende für die Finanzmärkte keinen bedeutenden zusätzlichen Unsicherheitsfaktor hinsichtlich des durchschnittlichen Tagesgeldzinses der nächsten vier Wochen darstellen.

3. *Längerfristige Spreads: Zinsglättungsaspekte*

Vergleicht man die Ergebnisse für Laufzeiten über einem Monat mit denen der USA, so zeigt sich auch hier zunächst Übereinstimmung. Der Dreimonatsspread hat in allen drei Teilperioden einen hohen Informationsgehalt für die Änderung des durchschnittlichen Einmonatszinses in den nächsten beiden Monaten. Geht man davon aus, daß auch die Deutsche Bundesbank aufgrund von Zinsglättungsmotiven in allen Perioden den Übergang auf neue endgültige Operationsziele in kleinere Schritte zerlegt hat, so entspricht dieses Ergebnis den Erwartungen. In diesem Fall weist der Einmonatszins Autokorrelation auf und es entstehen rationale Änderungserwartungen, die sich im Dreimonatsspread niederschlagen und für einen signifikanten Informationsgehalt dieses Spreads sorgen.

Für die Teilperioden bis 1985 setzt sich die Parallele zur Zinsglättungsstrategie der Fed im Sechsmonatsspread fort: Gemessen an der Signifikanz des geschätzten *b*-Koeffizienten sowie am Bestimmtheitsmaß

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

besitzt der Sechsmonatsspread keinen Informationsgehalt für den Dreimonatszins in drei Monaten. Ein gravierend abweichendes Ergebnis erhält man allerdings für die Phase der flexiblen Geldmarktsteuerung seit 1985, in der der Informationsgehalt des Sechsmonatszinses gegenüber dem des Dreimonatszinses praktisch nicht abfällt.

Für die USA hat *Rudebusch* (1995) argumentiert, daß der abnehmende Informationsgehalt der Zinsstruktur aus der Zinsglättung resultiert. Diese Strategie macht den Dreimonatszins zum random walk und führt dazu, daß Spreads mit Prognosehorizonten jenseits von drei Monaten ihren Informationsgehalt verlieren. Voraussetzung dafür ist die Erwartung der Märkte, daß der Übergang auf ein neues permanentes Operationsziel innerhalb weniger Wochen abgeschlossen sein wird.

Unterstellt man nun einen solchen zentralen Einfluß der Zinsglättungsstrategie auf den stochastischen Prozeß des Dreimonatszinses und die Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur, so implizieren die Schätzergebnisse einen Unterschied in der Steuerungsstrategie der Deutschen Bundesbank während der Phase der flexiblen Geldmarktsteuerung gegenüber anderen Phasen und gegenüber der Fed-Strategie. Unter den genannten Annahmen besteht auf dem Finanzmarkt die rationale Erwartung eines Anpassungsprozesses, der deutlich mehr als 4 Wochen andauern wird.

IV. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Es wurde argumentiert, daß die Geldmarktsteuerung der Federal Reserve und der Deutschen Bundesbank hinsichtlich der Unsicherheit über das durchschnittliche Tagesgeldzinsniveau der nächsten Wochen zu ähnlichen Resultaten führen. Seit 1985 steuert die Bundesbank ähnlich wie die Fed den Tagesgeldzins überwiegend über Offenmarktgeschäfte. Da diese nicht kontinuierlich erfolgen, ergeben sich transitorische Abweichungen des Tagesgeldzinses vom Zielwert. Dies führt sowohl in Deutschland als auch in den USA zu einem hohen Informationsgehalt des Einmonatszinses für den durchschnittlichen Tagesgeldzins der nächsten 4 Wochen. Die vom Spread nicht erklärte Varianz von Änderungen des durchschnittlichen Tagesgeldzinses gegenüber dem aktuellen ist in Deutschland und den USA gleich groß. Daraus läßt sich schließen, daß vorhandene Detailunterschiede bezüglich der täglichen Steuerung des Tagesgeldzinses an sich keinen entscheidenden Einfluß auf die Unsicherheit über die Tagesgeldzinsentwicklung der nächsten Wochen haben. Der

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

für Deutschland feststellbare geringere Erklärungsgehalt des Einmonatsspreads für den durchschnittlichen Tagesgeldzins der nächsten 4 Wochen im Zeitraum 1980 - 1985 ist kompatibel mit der rationalen Erwartungshypothese unter Berücksichtigung der spezifischen Geldmarktsteuerungsstrategie dieser Phase.

Wenn Zentralbanken aufgrund eines Zinsglättungsmotivs notwendige Änderungen des Operationsziels in kleine Schritte zerlegen, ergeben sich prognostizierbare Entwicklungen des Einmonatszinses, die sich in einem signifikanten Erklärungsgehalt des Spreads aus Drei- und Einmonatszins zeigen sollten. Dies bestätigt sich sowohl für die USA als auch für Deutschland in allen untersuchten Geldmarktsteuerungsregimes.

Sofern allerdings der Anpassungsprozeß nur wenige Wochen beansprucht, treten Änderungserwartungen jenseits eines Prognosehorizontes von drei Monaten in weit geringerem Maße auf. Entsprechend zeigt sich für die USA und für Deutschland in den Jahren bis 1985 kein signifikanter Informationsgehalt des Spreads aus Sechs- und Dreimonatszins. Diese Evidenzen sprechen nicht gegen die Erwartungshypothese der Zinsstruktur: Sie lassen sich zurückführen auf die geschilderte Zinsglättungsstrategie der Zentralbanken.

Bei dieser Interpretation bleibt allerdings zu klären, warum im Untersuchungszeitraum 1985 - 1997 für die Bundesrepublik Deutschland der hohe Informationsgehalt des Sechsmonatszinses auftritt. Dies läßt auf einen längeren Anpassungsprozeß bei der Realisierung permanenter Änderungen des Operationsziels schließen.[27]

Der Grund, warum die Bundesbank darauf verzichtet, den Dreimonatszins durch rasche Anpassung an neue permanente Operationsziele zum random walk zu machen, könnte aus Details der Geldmarktsteuerungsstrategie seit 1985 resultieren. Die Steuerung des Tagesgeldzinses erfolgt überragend mit den Wertpapierpensionsgeschäften, die bis 1992 Laufzeiten von 4 bzw. 8 Wochen aufwiesen. Das Bieterverhalten der Banken wird bei diesen Geschäften daher auch stark von Zinserwartungen geprägt. Die Bundesbank mußte somit daran interessiert sein, daß

---

[27] Mitverantwortlich für den im Vergleich zu den USA höheren Informationsgehalt der in Zinsspreads enthaltenen Dreimonatsprognosen ist in diesem Zusammenhang möglicherweise auch der in internationalen Vergleichen herausgestellte Aspekt, daß die Bundesbank in vergleichsweise hohem Ausmaß von der Möglichkeit Gebrauch macht, ihre Maßnahmen gegenüber der Öffentlichkeit zu erklären, insbesondere im Hinblick auf deren Bedeutung für den zukünftigen Kurs der Geldpolitik und dessen Implikationen für kurz- und mittelfristige Zinsen. Vgl. z.B. *Mishkin* und *Posen* (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

für die nächsten Wochen stets nur moderate Änderungserwartungen für den Tagesgeldzins bestehen.[28]

Betrachtet man die Ergebnisse für die USA und Deutschland im internationalen Kontext, so zeichnet sich ab, daß der Informationsgehalt der Zinsstruktur der USA deutlich unterdurchschnittlich ist. *Gerlach* und *Smets* (1997) untersuchen den Informationsgehalt der Zinsstrukturen von 17 Ländern für Laufzeiten bis zu 12 Monaten. Der für die USA geschätzte Informationsgehalt liegt hier am unteren Ende, während die Ergebnisse für Deutschland eher im mittleren Bereich liegen.[29] Dies deutet darauf hin, daß der Informationsgehalt der Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende auch geprägt ist von der Frage, welche Restriktionen von Wechselkursarrangements für die Umsetzung von Zinsglättungsstrategien ausgehen.

Literatur

Balduzzi, Pierluigi, Giuseppe *Bertola* und Silvero *Foresi* (1997): „A Model of Target Changes and the Term Structure of Interest Rates", Journal of Monetary Economics 39, 223 - 249. – *Bernanke,* Ben S. und Ilian *Mihov* (1997): „What Does the Bundesbank Target?", European Economic Review 41, 1025 - 1053. – *Bindseil,* Ulrich (1997): „Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven", Diskussionspapier 1/97, Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. – *Borio,* Claudio E. V. (1997): „The Implementation of Monetary Policy in Industrial Countries: A Survey", BIS Economic Papers 47, Basle: Bank for International Settlements. – *Campbell,* John Y. und Robert J. *Shiller* (1991): „Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View", Review of Economic Studies 58, 495 - 514. – *Cook,* Timothy und Thomas *Hahn* (1989): „The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s", Journal of Monetary Economics 24, 331 - 351. – *Cukierman,* Alex (1992): „Central Bank Strategy, Credibility and Independence: Theory and Evidence", The MIT press, Cambridge, Ma. – *Deutsche Bundesbank* (1981): Geschäftsbericht der Deutschen Bundesbank. – *Deutsche Bundesbank* (1994): „Geldmarktsteuerung der Deutschen Bundesbank", Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Mai 1994, 61 - 75. – *Deutsche Bundesbank* (1995): „Die Geldpolitik der Deutschen Bundesbank", Frankfurt. – *Deutsche Bundesbank* (1996): „Reaktionen der Geldmarkt- und kurz-

[28] In Zinsanstiegsphasen etwa setzt die Bundesbank bevorzugt Zinstender ein, deren Zuteilungssätze bei ausgeprägten Zinsanstiegserwartungen aber nahe am Lombardsatz zu liegen kommen. Vorausgesetzt, es besteht nicht die Bereitschaft, die Markterwartungen durch einen Mengentender mit niedrigerem Zins zu korrigieren, gerät man in eine starre Geldmarktsteuerung, in der der Lombardsatz die Leitzinsfunktion übernimmt („Lombardfalle"). Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1994).

[29] *Gerlach* und *Smets* (1997) verwenden Monatsdaten und unterscheiden nicht nach unterschiedlichen Geldmarktsteuerungsverfahren. Die betrachteten Laufzeiten beinhalten nicht den Tagesgeldzins.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fristigen Bankzinsen auf Änderungen der Notenbanksätze", Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Oktober 1996, 33 - 48. – *Fama,* Eugene F. (1984): „The Information in the Term Structure", Journal of Financial Economics 13, 509 - 528. – *Gerlach,* Stefan und Frank *Smets* (1997): „The Term-Structure of Euro-Rates: Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis", Journal of International Money and Finance 16, 305 - 321. – *Goodfriend,* Marvin (1991): „Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 34, 7 - 30. – *Hamilton,* James D. (1996): „The Daily Market for Federal Funds", Journal of Political Economy 104, 26 - 56. – *Hardouvelis,* Gikas A. (1988): „The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes", Journal of Finance 43, 339 - 356. – *Hardy,* Daniel C. (1997): „Market Information and Signaling in Central Bank Operations, or, How Often Should a Central Bank Intervene", IMF Staff Papers 44, 510 - 533. – *Issing,* Otmar (1997): „Monetary Targeting in Germany: The Stability of Monetary Policy and of the Monetary System", Journal of Monetary Economics 39, 67 - 79. – *Kugler,* Peter (1996): „Central Bank Policy Reaction and the Expectations Hypothesis of the Term Structure", International Journal of Finance and Economics (forthcoming). – *Mankiw,* Gregory N. und Jeffrey A. *Miron* (1986): „The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates", Quarterly Journal of Economics 101, 211 - 228. – *McCallum,* Bennett T. (1994): „Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates", NBER Working Paper No. 4938. – *Mishkin,* Frederic S. und Adam S. Posen (1997): „Inflation Targeting: Lessons from Four Countries", FRBNY Economic Policy Review 3, S. 9 - 110. – *Neumann,* Manfred J. M. (1990): „Implementing Monetary Policy in Germany", in „Financial Sectors in Open Economies: Empirical Analysis and Policy Issues", edited by Peter Hooper et al., Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 499 - 528. – *Neumann,* Manfred J. M. und Jürgen *von Hagen* (1993): „Monetary Policy in the Other G-7 Countries: Germany", in „Handbook of Comparative Economic Policies, Volume 3", edited by Michele U. Fratianni and Dominick Salvatore, Westport: Greenwood Press, 299 - 334. – *Newey,* Whitney K. und Kenneth D. *West* (1987): „A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, Econometrica 55, 703 - 708. – *Roberds,* William, David *Runkle* und Charles H. *Whiteman* (1996): „A Daily View of Yield Spreads and Short-Term Interest Rate Movements", Journal of Money, Credit, and Banking 28, 34 - 53. – *Rohde,* Armin (1995): „Geldmarkt und Geldmarktsteuerung in der Bundesrepublik Deutschland", in Francke, H. H. und E. Ketzel (Hrsg.), „Konzepte und Erfahrungen der Geldpolitik", Beihefte zu Kredit und Kapital, Berlin, 243 - 266. – *Rudebusch,* Glenn D. (1995): „Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure", Journal of Monetary Economics 35, 245 - 274.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zusammenfassung

Geldmarktsteuerung und Zinsstruktur: Ergebnisse für Deutschland und die USA

Der vorliegende Beitrag befaßt sich mit den Auswirkungen alternativer Geldmarktsteuerungsverfahren auf den Informationsgehalt der Zinsstruktur am kurzen Laufzeitende und diskutiert die Implikationen für die Unsicherheit im Finanzsektor. Die empirische Analyse verwendet Tagesdaten für den Zeitraum 1975 - 1997 und berücksichtigt explizit Regimewechsel im Geldmarktsteuerungsverfahren der Deutschen Bundesbank.

Trotz einiger Unterschiede haben die Strategie der Fed und die von der Bundesbank seit 1985 angewandte Strategie sehr ähnliche Konsequenzen bezüglich der Unsicherheit über die Tagesgeldzinsentwicklung im Rahmen der nächsten ca. vier Wochen. Der Informationsgehalt des Sechsmonatszinses in Deutschland unterscheidet sich dagegen deutlich von dem der USA. Vor dem Hintergrund der theoretischen Erklärungsansätze in der neueren Literatur läßt sich dieses Ergebnis auf Unterschiede in der Umsetzung des Zinsglättungsmotivs zurückführen.
(JEL E43, E52, E58)

Summary

Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates: Results obtained for Germany and the USA

The present paper addresses the impact of alternative central bank operating procedures in Germany and the US on the informational content of the term structure of interest rates at the short end of the maturity spectrum and discusses the implications for uncertainty in the financial sector. The empirical analysis uses daily money market interest rates in the period between 1975 and 1997 and takes explicitly account of changes in operating procedures of the Deutsche Bundesbank.

In spite of some differences, the strategies applied by the Fed and the Deutsche Bundesbank since 1985 have resulted in rather similar conclusions regarding uncertainty about the future course of daily interest rates within the four subsequent weeks. The informational content of the six-month interest rate in Germany, however, is clearly different from that of the US. In the light of theoretical approaches recently discussed in the literature, this result can be attributed to differences in the implementation of interest rate smoothing objectives by the Fed and the Deutsche Bundesbank.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Résumé

Régulation du marché monétaire et structure des taux d'intérêt: résultats pour l'Allemagne et les USA

Cet article analyse l'impact des procédés alternatifs de régulation du marché monétaire sur l'information que donne la structure des taux d'intérêt à court terme et discute des implications pour l'insécurité du secteur financier. L'analyse empirique utilise des données journalières de la période s'étendant de 1975 à 1997 et considère explicitement le changement de régime dans le procédé de régulation du marché monétaire de la Deutsche Bundesbank.

Malgré quelques différences, la stratégie de la FED et celle de la Bundesbank depuis 1985 ont des conséquences très similaires pour ce qui est de l'insécurité sur l'évolution des taux d'intérêt des disponibilités à vue à quatre semaines. L'information que l'on peut déduire des taux d'intérêt à 6 mois est par contre fort différente en Allemagne et aux USA. Ceci est dû, selon les explications théoriques de la littérature actuelle, au fait que l'ajustement des taux d'intérêt se réalise de manière différente.

DOI https://doi.org/10.3790/ccm.31.4.544 | Generated on 2025-07-16 02:25:50
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/