

Die Entwicklung langfristiger Kreditzinssätze: Eine empirische Analyse*

Von Dieter Nautz und Jürgen Wolters, Berlin

I. Einleitung

Der überraschende Anstieg der Zinssätze für langfristige Kredite Ende des Jahres 1993 zeigte ein weiteres Mal, wie schwierig deren Entwicklung zu prognostizieren ist. So kommt es nicht selten vor, daß Ausmaß und Dauer dieser Zinsbewegungen deutlich unter- oder überschätzt werden. Als typische langfristige Kreditzinssätze gelten allgemein die Zinssätze für Hypothekarkredite. Nicht zuletzt im Hinblick auf die tragende Rolle der Baukonjunktur für den wirtschaftlichen Aufschwung der neuen Länder wird die Entwicklung dieser Kreditzinssätze mit wachsender Aufmerksamkeit verfolgt. Ein wichtiger Orientierungspunkt für den Zinssatz eines Hypothekarkredits ist aufgrund der allgemein üblichen Refinanzierungspraxis¹ der Kreditinstitute der Kapitalmarktzinssatz mit einer vergleichbaren Fristigkeit. Tatsächlich scheinen die Abbildungen 1 und 2 auch die Auffassung zu bestätigen, daß die beiden typischen Hypothekarkreditzinssätze mit einer Zinsfestschreibungszeit von 5 bzw. 10 Jahren im wesentlichen den zugehörigen Zinssätzen am Kapitalmarkt folgen. Dies ist auch die Auffassung der Bundesbank. Im Monatsbericht Juli 1991, S. 36, stellt sie mit Blick auf die Hypothekarkreditzinssätze fest, daß „die Zinsgestaltung im langfristigen Kreditgeschäft sehr enge Parallelen zur allgemeinen Kapitalmarktentwicklung“ aufweist. Wie in dieser Arbeit mit Hilfe neuerer zeitreihenanalytischer Methoden gezeigt werden soll, sind die Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Kredit- und Kapitalmarktzinssätzen jedoch weitaus komplexer und interessanter. Dies gilt sowohl für die Kausalbeziehungen zwischen den Zinssätzen als auch für die gemeinsamen Faktoren ihrer lang- und kurzfristigen Entwicklung.

* Eine frühere Fassung der Arbeit wurde auf der Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 1995 in Linz vorgetragen.

¹ Diese Refinanzierungsmethode entspricht der sogenannten *Goldenen Bankregel*.

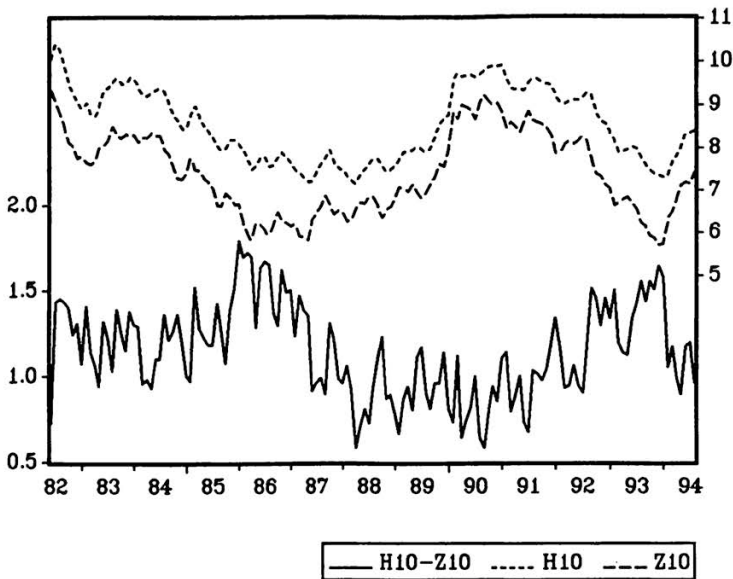
Ausgangspunkt dieser Untersuchung ist die Beobachtung, daß sich bei beiden Zinsfestschreibungszeiten der Eindruck eines *parallelen* Verlaufs zum Kapitalmarktzinssatz merklich relativiert, wenn man den Abstand zwischen Kredit- und zugehörigem Refinanzierungszinssatz genauer betrachtet. Die Abbildungen 1 und 2 zeigen erhebliche Veränderungen in diesen Margen, so daß für die Zinsgestaltung der Kreditzinssätze offenbar noch andere Faktoren eine wichtige Rolle spielen als lediglich die aktuelle Höhe des zugehörigen Kapitalmarktzinssatzes. Zum einen soll deshalb untersucht werden, inwiefern auch *vergangene* Werte des Refinanzierungszinssatzes, des Kreditzinssatzes oder der betreffenden Marge für die Entwicklung des jeweiligen Hypothekarkreditzinssatzes von Bedeutung sind.

Zum anderen sind – neben den aus der Refinanzierungspraxis resultierenden Verbindungen zwischen Kredit- und Kapitalmarktzinssätzen *gleicher* Fristigkeit – die Zusammenhänge zwischen Zinssätzen *unterschiedlicher* Fristigkeit von besonderem Interesse. Der vorherrschende Erklärungsansatz für diesen Zusammenhang ist nach wie vor die Erwartungshypothese der Zinsstrukturtheorie. Danach sind langfristige Zinssätze im wesentlichen ein gewogener Durchschnitt der zukünftig erwarteten kurzfristigen Zinssätze.² Empirische Studien, die sich mit der Zinsstruktur des Kapitalmarkts befassen, kommen allerdings in aller Regel zu dem Ergebnis, daß der Zusammenhang zwischen den Zinssätzen von Wertpapieren mit unterschiedlichen Restlaufzeiten keineswegs so eng ist, wie er aus der Sicht der Erwartungstheorie sein sollte.³ Da Hypothekarkredite, die sich lediglich in ihren Zinsfestschreibungszeiten unterscheiden, engere Substitute darstellen sollten, als dies Wertpapiere mit verschiedenen Laufzeiten sind, stellt sich damit insbesondere die Frage, wie die Zinsstruktur des Kreditmarkts vom Kapitalmarkt beeinflusst wird. Untersucht wird darum auch, welcher Zusammenhang zwischen den Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit besteht.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. In einem vorbereitenden Abschnitt werden die Zeitreihen der Zinssätze auf Stationarität getestet. Da bei allen vier betrachteten Zinssätzen erst die Zinsveränderungen stationär sind, muß mit Hilfe von Kointegrationstests geprüft werden, ob zwischen

² Einen Überblick über die wichtigsten Ansätze zur Erklärung der Zinsstruktur geben Melino (1988) und Shiller (1990).

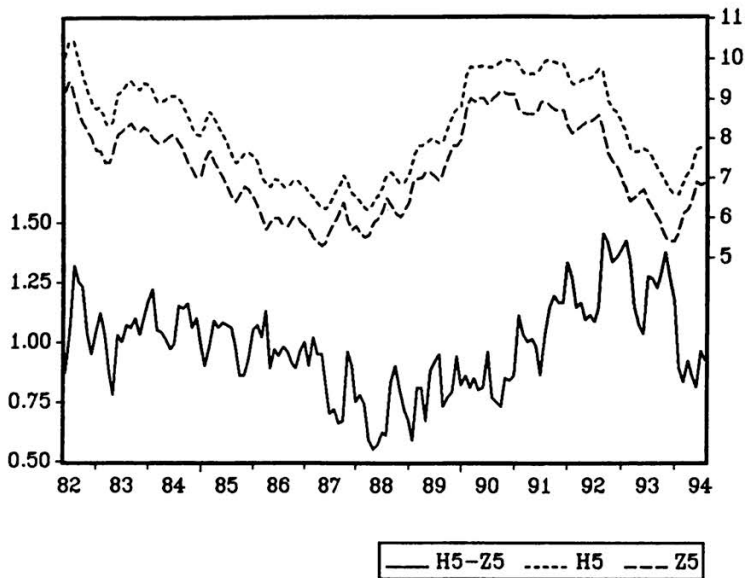
³ Empirische Untersuchungen des amerikanischen Geld- und Kapitalmarkts wie beispielsweise Campbell und Shiller (1987, 1991), Hall et al. (1992) oder Zhang (1993) kommen hinsichtlich der Gültigkeit der Erwartungshypothese zu ähnlich negativen Ergebnissen wie Wolters (1994, 1995a) für den deutschen Kapitalmarkt.



H10 bezeichnet den Zinssatz für Hypothekarkredite mit 10jähriger Zinsbindung, *Z10* den Zinssatz für festverzinsliche Wertpapiere mit 10jähriger Laufzeit und *H10 - Z10* den Zinsabstand. Für weitere Erläuterungen zum Datenmaterial siehe Abschnitt II.1.

Abb. 1: Kredit- und Kapitalmarktzinssatz mit 10jähriger Fristigkeit

den Zinssätzen Niveaubeziehungen bestehen, die in sinnvoller Weise als langfristige Gleichgewichtsbeziehungen interpretiert werden können. Die Implikationen dieser Testergebnisse im Hinblick auf die Erwartungshypothese der Zinsstruktur werden in Abschnitt III.4. diskutiert. In Abschnitt IV. wird das zugehörige Fehlerkorrekturmodell für das System der Zinssätze geschätzt. Auf dieser Grundlage werden die Zinssätze mit Hilfe einer dynamischen Faktoranalyse und anhand von Impulsantwortfunktionen genauer analysiert. Dabei zeigt sich, daß neben dem erwarteten Zusammenhang zwischen Kredit- und zugehörigem Refinanzierungszinssatz auch eine Beeinflussung der kurzfristigen Zinssätze durch die langfristigen Zinssätze erfolgt. Es wird deutlich, daß diese Abhängigkeiten bei einer Prognose der Hypothekarkreditzinssätze nicht vernachlässigt werden dürfen.



H5 bezeichnet den Zinssatz für Hypothekarkredite mit 5jähriger Zinsbindung, *Z5* den Zinssatz für festverzinsliche Wertpapiere mit 5jähriger Laufzeit und *H5 - Z5* den jeweiligen Zinsabstand. Für weitere Erläuterungen zum Datenmaterial siehe Abschnitt II.1.

Abb. 2: Kredit- und Kapitalmarktzinssatz mit 5jähriger Fristigkeit

II. Sind die Zinssätze stationär?

Häufig wird bei der Analyse der Entwicklung eines Hypothekarkreditzinssatzes der aktuelle Zinssatz mit seinem Durchschnitt der letzten Jahre verglichen. Liegt beispielsweise der aktuelle Zinssatz für Hypothekarkredite mit 10jähriger Zinsbindung unter diesem Durchschnitt, gilt der Zinssatz als *relativ* günstig. In aller Regel wird aus diesem Grund empfohlen, mit dem Kreditabschluß zu diesem Zinssatz nicht lange zu zögern, da sich die Konditionen sonst womöglich verschlechtern würden.

Hinter dieser Sichtweise steht die Vorstellung eines Zinssatzes, der im Laufe der Jahre um einen konstanten Mittelwert schwankt. Außerdem wird anscheinend davon ausgegangen, daß der Zinssatz die sogenannte *Mean-reverting-Eigenschaft* besitzt. Das bedeutet, ist der Zinssatz beispielsweise unter seinen mittleren Wert gesunken, ist damit zu rechnen, daß er bald wieder steigen wird, um auf diese Weise zu seinem Mittel-

wert zurückzukehren und *vice versa*. Es wird deshalb zunächst überprüft, ob bei den zu untersuchenden Zinssätzen dieses Verhalten tatsächlich vorliegt.

Das Vorliegen eines konstanten Mittelwertes und das geschilderte *mean reverting* gehören zu den typischen Eigenschaften von *stationären* Zeitreihen.⁴ Folglich werden in einem ersten Schritt die verschiedenen Zinszeitreihen mit Hilfe sogenannter Einheitswurzeltests auf Stationarität untersucht.

1. Das Datenmaterial

Seit Juni 1982 veröffentlicht die Bundesbank in ihren Monatsberichten (Tabelle VI.5) die Monatsdurchschnitte der (Effektiv-)Zinssätze für neu abgeschlossene Hypothekarkredite mit 5 bzw. 10 Jahren Zinsfestschreibungszeit. Der Schätzzeitraum, der aus diesem Grund im Juni 1982 beginnt, endet im August 1994 und umfaßt 147 Beobachtungen. Wegen ihrer vergleichbaren Laufzeiten werden als zugehörige Kapitalmarktzinssätze die Monatsdurchschnitte der Umlaufrenditen festverzinslicher Wertpapiere mit einer Restlaufzeit zwischen 5 und 6 bzw. von 10 Jahren gewählt. Eine genauere Beschreibung dieser Daten findet sich in den Statistischen Beiheften zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Tabellen 7c, e. Wir bezeichnen die Hypothekarkreditzinssätze entsprechend ihrer Zinsfestschreibungszeit mit *H5* bzw. *H10* und analog die beiden betrachteten Kapitalmarktzinssätze gemäß ihrer Restlaufzeit mit *Z5* bzw. *Z10*.

2. Einheitswurzeltests

Ist die Veränderung oder erste Differenz $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ einer instationären Zeitreihe x_t stationär, spricht man von *Differenzstationarität*. Genauer heißt eine Zeitreihe x_t *integriert von der Ordnung d* – kurz *I(d)* –, wenn sie *d*-mal differenziert werden muß, bis sie stationär ist.⁵ Für die Praxis bedeutsam haben sich dabei insbesondere *I(1)*-Zeitreihen erwiesen. Der Typ der vermuteten Instationarität bei den zu untersuchenden

⁴ Für eine genaue Definition und Charakterisierung von stationären Zeitreihen siehe beispielsweise Cuthbertson et al. (1992).

⁵ Dabei sollten bekannte deterministische Komponenten vor der Differenzenbildung von x_t abgezogen werden. Siehe dazu beispielsweise Engle und Granger (1987) oder Cuthbertson et al. (1992, S. 130ff). Deterministische Komponenten, wie saisonale Einflüsse oder ein linearer deterministischer Trend, spielen allerdings bei Zinssätzen plausiblerweise keine Rolle.

Zinszeitreihen wird nun mit Hilfe von sogenannten Einheitswurzeltests überprüft, mit Hilfe derer die Integrationsordnung einer Zeitreihe bestimmt wird.⁶ Beim *augmented Dickey-Fuller-Test* betrachtet man die folgende Regression:

$$(1) \quad \Delta x_t = \alpha_0 + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

Dabei wird k so gewählt, daß der Fehlerterm u_t empirisch *white noise* ist. Ist x_t integriert der Ordnung Eins, so gilt $\rho = 0$. Im Falle der Stationarität von x_t ist $\rho < 0$. Der augmented Dickey-Fuller-Test benutzt den t -Wert des Kleinstquadrat-Schätzers $\hat{\rho}$ als Teststatistik, dessen Verteilung unter der Nullhypothese, daß x_t integriert von der Ordnung mindestens Eins ist, allerdings nicht mehr durch die Studentsche t -Verteilung gegeben ist.⁷

In Tabelle 1 sind die Testergebnisse für die Niveaus und die ersten Differenzen der Zinssätze zusammengefaßt. Neben der Teststatistik $t(\hat{\rho})$ ist auch die maximale Verzögerung k der jeweiligen Testgleichung aufgeführt, deren Wahl durchaus einen Einfluß auf das Testergebnis besitzen kann. In dieser Untersuchung waren allerdings die Testergebnisse von der Anzahl der in die Regression (1) mit aufgenommenen verzögerten Differenzen unabhängig. Die Testergebnisse zeigen deutlich, daß alle betrachteten Zinssätze als (instationäre) $I(1)$ -Zeitreihen modelliert werden sollten. Denn während die ersten Differenzen der Zeitreihen eindeutig stationäres Verhalten aufweisen, gilt dies für die Niveaus der Zinssätze nicht.

Ein Vergleich der Zeitreihen anhand der Abbildungen 1 bis 4 verdeutlicht diesen Unterschied. Zum einen besitzen die Niveaus der Zinssätze im Gegensatz zu ihren Differenzen keinen konstanten Mittelwert, da dessen Höhe wesentlich von der zugrunde gelegten Zeitspanne abhängt, über die die Durchschnittsbildung erfolgt. Zum anderen ist das Verhalten der Zinssätze selbst dann, wenn man für verschiedene Perioden unterschiedliche Mittelwerte zulassen würde, nur in geringem Maße durch *mean reverting* gekennzeichnet. Die Entwicklung der Zinssätze ist weniger durch kurzfristige Schwankungen um einen (sich möglicher-

⁶ Einen einführenden Überblick über Theorie und Anwendung von Einheitswurzeltests bietet zum Beispiel Hassler (1994). Zum hier verwendeten Dickey-Fuller-Test siehe insbesondere Dickey und Fuller (1979).

⁷ Die hier verwendeten kritischen Werte wurden von MacKinnon (1991) in Monte-Carlo-Studien ermittelt. Alle folgenden Berechnungen wurden mit den Programmen *MicroTSP 7.03* oder *Econometric Views* durchgeführt. Diese Programme stellen auch die kritischen Werte von MacKinnon zur Verfügung.

Tabelle 1

Ergebnisse der Dickey-Fuller-Einheitswurzeltests								
x	$H5$	$H10$	$Z5$	$Z10$	$\Delta H5$	$\Delta H10$	$\Delta Z5$	$\Delta Z10$
$t(\hat{\rho})$	-1.98	-2.17	-1.85	-2.06	-7.02**	-7.54**	-7.86**	-9.78**
k	2	2	2	1	1	1	1	0

Zur Notation siehe Gleichung (1). $t(\hat{\rho})$ bezeichnet die Dickey-Fuller-Teststatistik. Die kritischen Werte bezüglich des 10, des 5 bzw. des 1%-Niveaus liegen bei -2.58, -2.88 bzw. bei -3.48.

** kennzeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

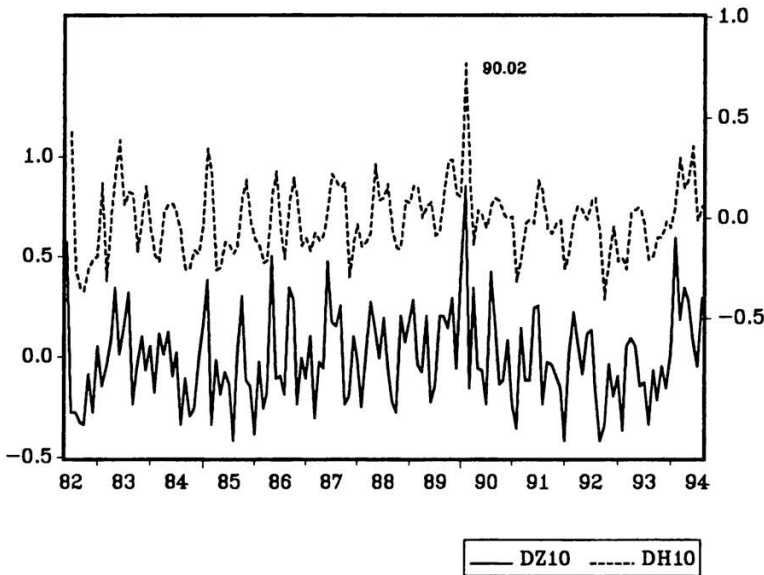
weise verändernden) Mittelwert charakterisiert als vielmehr durch längere Zinserhöhungs- oder Zinssenkungsphasen. Damit bedeutet ein überdurchschnittlich hoher Hypothekarkreditzinssatz im allgemeinen ebenso wenig, daß Zinssenkungen zu erwarten sind, wie ein relativ niedriger Zinssatz auf baldige Zinserhöhungen hindeutet. Der Hinweis auf den „durchschnittlichen Wert“ eines Hypothekarkreditzinssatzes ist deshalb in aller Regel für die Prognose des Zinssatzes eher irreführend als hilfreich. Die für Hypothekarkreditnehmer entscheidende Frage nach der Dauer von Hoch- oder Niedrigzinsphasen ist bei differenzstationären Zinssätzen kaum zu beantworten. Tatsächlich sind auch in der Praxis Vorhersagen über zukünftige „Zinsbuckel“ oder „Zinstäler“ erfahrungsgemäß mit sehr hoher Unsicherheit behaftet.

Unter Voraussetzung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur zeigte Pesando (1979), daß sich langfristige Zinssätze sehr gut durch $I(1)$ -Zeitreihen approximieren lassen. Tatsächlich gibt es mittlerweile zahlreiche empirische Studien, die dieses Ergebnis bestätigen, so daß differenzstationäres Verhalten von (nominalen) Zinssätzen keineswegs als ungewöhnlich betrachtet werden muß.

III. Langfristige Gleichgewichtsbeziehungen

1. Kointegration und Fehlerkorrekturmodell

Die Ergebnisse des letzten Abschnitts sind für die weitere Vorgehensweise bei dieser Untersuchung richtungweisend. Wie Granger und Newbold (1974) demonstrieren, besteht bei einer Regression mit unabhängi-

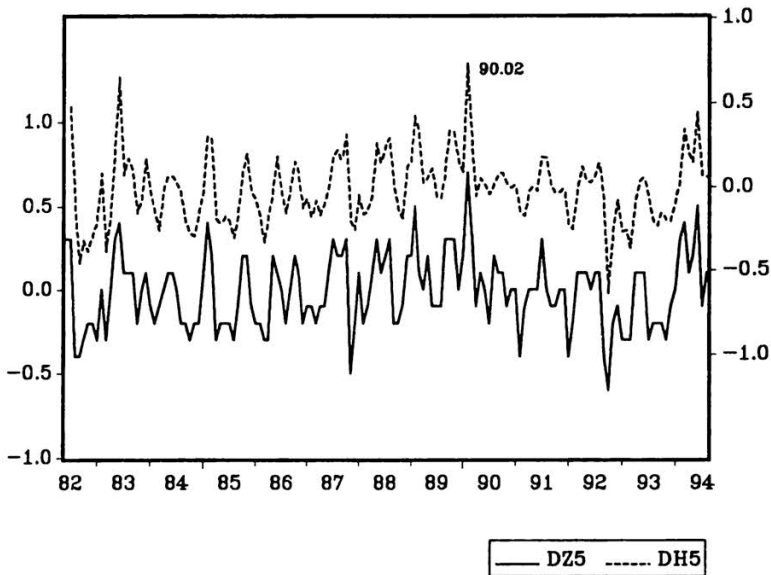


DH10 bzw. DZ10 bezeichnet die Veränderung des Zinssatzes für Hypothekarkredite mit 10jähriger Zinsbindung bzw. für festverzinsliche Wertpapiere mit 10jähriger Laufzeit.

Abb. 3: Veränderung der Zinssätze mit 10jähriger Fristigkeit

gen $I(1)$ -Zeitreihen die Gefahr einer Scheinregression (*spurious regression*). Das bedeutet, daß die üblichen Teststatistiken fälschlicherweise auf einen signifikanten Zusammenhang in den Niveaus der Zeitreihen hindeuten, obwohl die Zeitreihen tatsächlich unabhängig voneinander sind.

Nach Engle und Granger (1987) besteht nur dann ein linearer Zusammenhang zwischen den Niveaus von $I(1)$ -Zeitreihen, wenn eine Linearkombination dieser Zeitreihen existiert, die stationär ist. Ist dies der Fall, bezeichnet man die Zeitreihen als *kointegriert*. Da Linearkombinationen stationärer Zeitreihen wieder stationär sind, ist in einem System von $nI(1)$ -Zeitreihen die Anzahl r der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen höchstens $n - 1$. Folglich ist die kointegrierende Beziehung bei zwei Zeitreihen nach einer Normierung eindeutig bestimmt. Gilt $r = n - 1$, dann sind alle Zeitreihen paarweise oder bivariat kointegriert. In diesem Fall gibt es nur eine gemeinsame nichtstationäre Komponente, die für die Nichtstationarität aller n Zeitreihen verantwortlich ist. Im allgemeinen Fall von r Kointegrationsbeziehungen liegen dem System $n - r$ unabhängige stochastische Trends zugrunde.



DH5 bzw. DZ5 bezeichnet die Veränderung des Zinssatzes für Hypothekarkredite mit 5jähriger Zinsbindung bzw. für festverzinsliche Wertpapiere mit 5jähriger Laufzeit.

Abb. 4: Veränderung der Zinssätze mit 5jähriger Fristigkeit

Kointegrationsbeziehungen lassen sich oft als *langfristige ökonomische Gleichgewichtsbeziehungen* interpretieren. Nach dem Repräsentationstheorem für kointegrierte Zeitreihen nach Engle und Granger (1987) ist Kointegration äquivalent mit der Existenz einer sogenannten *Fehlerkorrekturdarstellung*. Sind x_t und y_t zwei kointegrierte $I(1)$ -Zeitreihen, so daß $y_t - \beta x_t$ stationär ist, dann ist das zugehörige Fehlerkorrekturmodell durch die folgenden Gleichungen gegeben:

$$(2) \quad \Delta x_t = a_0 + \gamma_1 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k_1} a_j^x \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_2} a_j^y \Delta y_{t-j} + u_t^x$$

$$(3) \quad \Delta y_t = b_0 + \gamma_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^{k_3} b_j^x \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_4} b_j^y \Delta y_{t-j} + u_t^y,$$

wobei mindestens einer der beiden Parameter γ_1 und γ_2 von Null verschieden sein muß und die Residuen reine Zufallsprozesse bilden.

Der *Fehlerkorrekturterm* ($y_{t-1} - \beta x_{t-1}$) beschreibt die in der Vorperiode aufgetretene Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht. Ein Ungleichgewicht in der Vorperiode löst einen Anpassungsvorgang aus, der das System wieder zu seinem Gleichgewicht zurückbringt, falls für die Anpassungsparameter $\gamma_1 > 0$ oder $\gamma_2 < 0$ gilt. Im Gegensatz zu diesen für die Kointegration charakteristischen Anpassungsvorgängen an ein *langfristiges* Gleichgewicht werden die nicht notwendigerweise auftretenden verzögerten Differenzen im Fehlerkorrekturmodell oft als *kurzfristige* Dynamik des Systems interpretiert.⁸

Um eine ökonomische Interpretation der Schätz- und Testergebnisse zu erleichtern, wird in dieser Arbeit mit der Analyse der bivariaten Kointegrationsbeziehungen begonnen. Multivariate Kointegrationstests werden anschließend durchgeführt, um zu gewährleisten, daß komplexere Kointegrationsbeziehungen nicht übersehen werden.

2. Langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen Zinssätzen gleicher Fristigkeit

Ein sehr einfacher und direkter Test auf Kointegration ist möglich, wenn aufgrund ökonomischer Vorüberlegungen eine bestimmte Kointegrationsbeziehung erwartet werden kann. In diesem Fall können die zugehörigen Gleichgewichtsabweichungen direkt mit Hilfe der im letzten Abschnitt geschilderten Einheitswurzeltests auf Stationarität getestet werden. Falls sich die vermutete Gleichgewichtsbeziehung nicht bestätigt, wird in einem zweiten Schritt getestet, ob überhaupt eine Kointegrationsbeziehung zwischen den beiden untersuchten Zeitreihen besteht.

Wegen der Differenzstationarität der verwendeten Zinssätze existiert genau dann eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen einem Hypothekarkreditzinssatz und seinem Refinanzierungszinssatz, wenn die beiden Zinssätze kointegriert sind. Nur in diesem Fall lösen Abweichungen von diesem Gleichgewicht entsprechende Anpassungsreaktionen des Kreditzinssatzes aus. Die aus ökonomischer Sicht plausiblen Kointegrationsbeziehungen implizieren, daß die Abstände der Kreditzinssätze zu ihren Refinanzierungszinssätzen stationär um einen konstanten Mittelwert (α) schwanken:

$$(4) \quad H5_t - Z5_t = \alpha_5 + v_{5t}$$

⁸ Johansen (1995, S. 54) zeigt, daß aufgrund dieser kurzfristigen Dynamik sogar dann Kointegration vorliegen kann, wenn die Anpassungsparameter „unplausible“ Vorzeichen besitzen.

$$(5) \quad H10_t - Z10_t = \alpha_{10} + v_{10t}.$$

Aus diesem Grund liegt es nahe, die Zinsabstände ($H10 - Z10$) und ($H5 - Z5$) auf Stationarität zu testen. Die in Tabelle 2 präsentierten Ergebnisse der zugehörigen Einheitswurzeltests zeigen die enge Verbindung der Hypothekarkreditzinssätze zu ihren jeweiligen Refinanzierungsinssätzen am Kapitalmarkt. Wie bereits diskutiert wurde, verlaufen die jeweiligen Zinssätze zwar nicht strikt parallel, denn die zugehörigen Zinsmargen sind keineswegs konstant. Die Stationarität dieser Abstände zeigt jedoch, daß für diese gewissermaßen ein „gleichgewichtiger“ Wert existiert, um den die tatsächliche Marge schwankt. Die Behauptung, Hypothekarkreditzinssätze würden „weitestgehend parallel“ zu ihren Refinanzierungsinssätzen verlaufen, wird so konkretisiert und erfährt aus zeitreihenanalytischer Sicht ihre Rechtfertigung.

Die mittleren Werte der Zinsmargen ($H10 - Z10$) und ($H5 - Z5$) betragen $\alpha_{10} = 1.14$ bzw. $\alpha_5 = 0.98$ Prozentpunkte. Die größere Marge bei den langfristigen Zinssätzen läßt sich als höhere Risikoprämie interpretieren, die die Kreditinstitute zusätzlich zu ihren jeweiligen Refinanzierungskosten von den Kreditnehmern verlangen können.

3. Langfristige Gleichgewichtsbeziehungen auch zwischen Zinssätzen verschiedener Fristigkeit?

a) Bivariate Kointegrationstests

Nach der Analyse der Gleichgewichtsbeziehungen, die zwischen den Zinssätzen gleicher Fristigkeit existieren, soll nun untersucht werden, ob auch zwischen Zinssätzen mit unterschiedlicher Fristigkeit Kointegrationsbeziehungen bestehen. Wie aus Abschnitt III.1. folgt, kann es in dem System der vier $I(1)$ -Zeitreihen

$$S = (H5, Z5, H10, Z10)$$

höchstens drei *linear unabhängige* Kointegrationsbeziehungen geben. Nun sind die im letzten Abschnitt aus der Stationarität der Zinsabstände ($H5 - Z5$) und ($H10 - Z10$) abgeleiteten Kointegrationsbeziehungen offensichtlich linear unabhängig. Das bedeutet zum einen, daß es nur *eine* weitere linear unabhängige Kointegrationsbeziehung in diesem System geben kann. Und zum anderen, daß diese zwangsläufig eine Gleichgewichtsbeziehung zwischen Zinssätzen mit verschiedenen Fristigkeiten beschreiben müßte. Aus der Existenz einer derartigen Kointegrationsbeziehung würde weiterhin folgen, daß die vier Zinssätze *alle paar-*

Tabelle 2

Einheitswurzeltests für die Abstände zwischen Zinssätzen gleicher Fristigkeit		
x	$H10 - Z10$	$H5 - Z5$
$t(\hat{\rho})$	-3.04*	-3.42*
k	2	0

Zur Notation siehe Gleichung (1). $t(\hat{\rho})$ bezeichnet die Dickey-Fuller-Teststatistik. Die kritischen Werte bezüglich des 10, des 5 bzw. des 1%-Niveaus liegen bei -2.58, -2.88 bzw. bei -3.48.

* kennzeichnet Signifikanz auf dem 5%-Niveau.

weise kointegriert sind. Mit anderen Worten: Kointegration zwischen zwei Zinssätzen mit verschiedener Fristigkeit ist äquivalent mit der Existenz eines langfristigen Gleichgewichts zwischen den beiden Kapitalmarktzinssätzen, zwischen $H5$ und $Z10$, $H10$ und $Z5$ und den beiden Kreditzinssätzen.

Zunächst soll deshalb analog zu der Vorgehensweise des letzten Abschnitts getestet werden, ob die Abstände zwischen den Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit stationär sind. Bemerkenswerterweise ist es nach den obigen Schlußfolgerungen für ein konsistentes Testergebnis erforderlich, daß diese Zinsabstände entweder *alle* stationär oder *alle* instationär sind. Die Testergebnisse aus Tabelle 3 ergeben tatsächlich ein einheitliches Bild. Bei keinem der vier Zinsabstände muß die Nullhypothese, daß der Zinsabstand instationär ist, verworfen werden.

In einem zweiten Schritt wird deshalb überprüft, ob sich bivariate Kointegration nachweisen läßt, wenn darauf verzichtet wird, *a priori* die Zinsabstände als Gleichgewichtsbeziehungen zu unterstellen. Für die verschiedenen Zinskombinationen aus Tabelle 3 werden deshalb Kointegrationstests durchgeführt, bei denen keine einschränkenden Annahmen über die Parameter der Kointegrationsbeziehung getroffen werden. Banerjee et al. (1993) empfehlen hierfür die Verwendung der folgenden modifizierten Fehlerkorrekturgleichung:⁹

⁹ Im Gegensatz zu den Gleichungen (2) und (3) enthält die Testgleichung zusätzlich eine zeitgleiche Veränderung. Dadurch wird erreicht, daß der Test auch dann

Tabelle 3

Einheitswurzeltests für die Abstände zwischen Zinssätzen verschiedener Fristigkeit				
x	$Z10 - Z5$	$H10 - H5$	$H10 - Z5$	$Z10 - H5$
$t(\hat{\rho})$	-2.20	-1.48	-1.55	-2.40
k	2	1	0	2

Zur Notation siehe Gleichung (1). $t(\hat{\rho})$ bezeichnet die Dickey-Fuller-Teststatistik. Der kritische Wert bezüglich des 10 %-Niveaus liegt bei -2.58.

$$(6) \quad \Delta y_t = b_0 + \gamma(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=0}^{k_1} b_j^x \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_2} b_j^y \Delta y_{t-j} + u_t$$

Da Kointegration vorliegt, wenn das geschätzte $\hat{\gamma}$ signifikant kleiner als Null ist, dient der t -Wert von $\hat{\gamma}$ als Teststatistik. Die zugehörigen kritischen Werte wurden von Banerjee et al. (1994) bestimmt.

Wieder gilt, daß die bivariate Kointegration zweier beliebiger Zinssätze verschiedener Fristigkeit impliziert, daß *alle* Zinssätze paarweise kointegriert sind. Die Testergebnisse in Tabelle 4 zeigen deutlich, daß keine bivariate Kointegration zwischen Zinssätzen verschiedener Fristigkeit besteht. Selbst wenn der Kointegrationsparameter β geschätzt wird, läßt sich die Nullhypothese, daß die betreffenden Zinssätze nicht kointegriert sind, nicht einmal auf dem 10 %-Niveau verwerfen.

Den Ergebnissen der bivariaten Kointegrationstests zufolge existieren im System der vier untersuchten Zinssätze genau zwei linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen. Langfristige Gleichgewichtsbeziehungen bestehen nur zwischen Zinssätzen gleicher Fristigkeit, das heißt ausschließlich zwischen den Kredit- und ihren zugehörigen Refinanzierungsinssätzen.

funktioniert, falls nur in der Fehlerkorrekturgleichung für x_t eine signifikante Anpassung an das Gleichgewicht stattfindet. Die Gleichung kann mit der nicht-linearen Kleinst-Quadrate-Methode geschätzt werden, die sowohl eine Schätzung des langfristigen Parameters β als auch die zugehörigen Standardabweichungen liefert. Ausführlicher diskutiert wird diese Methode und weitere Test- und Schätzverfahren bei Kointegration beispielsweise in Wolters (1995b).

Tabelle 4

Bivariate Kointegrationstests für Zinssätze verschiedener Fristigkeit				
(y, x)	$(Z10, Z5)$	$(H10, H5)$	$(H10, Z5)$	$(Z10, H5)$
$t(\hat{\gamma})$	-2.32	-2.21	-1.72	-1.37
$\hat{\beta}$	0.71	0.62	0.78	0.48
(k_1, k_2)	(0, 1)	(0, 1)	(0, 1)	(1, 1)

Notation gemäß Gleichung (6). Nach Banerjee et al. (1994) beträgt der kritische Wert für $t(\hat{\gamma})$ für das 10%-Niveau -2.90. Die Testergebnisse sind sowohl von der Wahl hinsichtlich x und y als auch von der Anzahl der verzögerten Differenzen (k_1, k_2) unabhängig.

b) Multivariate Kointegrationstests

Dieses Ergebnis soll abschließend mit Hilfe des multivariaten Tests nach Johansen (1988, 1995) überprüft werden. Mit diesem kann *direkt* auf die Anzahl r der in einem System von $nI(1)$ -Zeitreihen existierenden Kointegrationsbeziehungen getestet werden. Der Zusammenhang zwischen den $nI(1)$ -Zeitreihen wird dabei durch ein n -dimensionales Fehlerkorrekturmodell endlicher Ordnung modelliert. Das Johansen-Verfahren besteht aus einer Folge von Tests mit den Nullhypothesen „ $r \leq j$ “, für $j = 0, 1, 2, \dots, n - 1$. Die Ergebnisse aus Tabelle 5 können folgendermaßen interpretiert werden. Da die Nullhypothesen „ $r = 0$ “ und „ $r \leq 1$ “ auf dem 5%-Niveau verworfen werden müssen, „ $r \leq 2$ “ und „ $r \leq 3$ “ hingegen nicht mehr, liefert das Johansen-Verfahren, daß das System der vier Zinssätze einen *Kointegrationsrang* $r = 2$ besitzt. Die multivariaten Tests bestätigen damit die Ergebnisse der bivariaten Kointegrationstests. Das System der betrachteten Zinssätze besitzt zwei (stationäre) langfristige Gleichgewichtsbeziehungen und folglich auch zwei stochastische Trends.

Tabelle 5

Johansen-Tests zur Bestimmung des Kointegrationsrangs r im System ($H5, Z5, H10, Z10$).			
Nullhypothese	Trace-Statistik	Krit. Wert 5%	Krit. Wert 1%
$r = 0$	61.26**	53.12	60.16
$r \leq 1$	36.37*	34.91	41.07
$r \leq 2$	13.92	19.96	24.60
$r \leq 3$	4.78	9.24	12.97

Die kritischen Werte stammen aus Johansen (1988). Die maximale Verzögerung der Differenzen im Fehlerkorrekturmodell wurde gemäß dem Schwarz-Kriterium (vgl. z.B. Lütkepohl (1991)) auf Eins festgelegt.

4. Diskussion der Testergebnisse

a) Erwartungshypothese und Marktsegmentation

Wie Campbell und Shiller (1987) zeigen, ist die Existenz von paarweisen Kointegrationsbeziehungen zwischen Zinssätzen mit verschiedenen Laufzeiten eine notwendige Voraussetzung für die Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur. Den Ergebnissen der verschiedenen Kointegrationstests zufolge ist diese Voraussetzung weder für den Kapitalmarkt noch für den Kreditmarkt erfüllt, denn weder ist $Z10$ mit $Z5$ kointegriert noch $H10$ mit $H5$. Interessanterweise zeigt die gemeinsame Untersuchung der Zinsstrukturen von Kredit- und Kapitalmarkt, daß diese Befunde nicht unabhängig voneinander gesehen werden können. Weil die Kredit- mit ihren Refinanzierungszinssätzen am Kapitalmarkt kointegriert sind, sind die Voraussetzungen für die Gültigkeit der Erwartungshypothese auf dem Kreditmarkt genau dann erfüllt, wenn diese auch für den Kapitalmarkt gelten.

Diese Beobachtung eröffnet unter Umständen die Möglichkeit, durch eine Untersuchung des Kreditmarkts *indirekt* Einblicke in die Bestimmungsgründe der Zinsstruktur am Kapitalmarkt zu gewinnen. So erklärt Culbertson (1957) die Nichtgeltung der Erwartungshypothese unter anderem mit einer *Segmentation* des Kapitalmarktes, die zu begrenzten

Arbitragemöglichkeiten führen würde. Der Markt für *neuabzuschließende* Hypothekarkredite hingegen kann kaum durch Segmentation gekennzeichnet sein, denn Hypothekarkredite sind stets langfristige Kredite – unabhängig von ihrer Zinsfestschreibungszeit.¹⁰ Hinsichtlich des störenden Einflusses einer Segmentation sollten somit am Kreditmarkt die Voraussetzungen für die Gültigkeit der Erwartungshypothese besser erfüllt sein als am Kapitalmarkt. Wie jedoch Mitusch und Nautz (1995) für den Hypothekarkredit mit variablem Zinssatz zeigen, scheint die Erwartungshypothese am Kreditmarkt *dennoch* stärker verletzt zu sein als am Kapitalmarkt. Dies deutet darauf hin, daß eine möglicherweise bestehende Segmentation des Kapitalmarktes keine maßgebliche Ursache für die Nichtgeltung der Erwartungshypothese ist.

b) Die Rolle der Umlaufrendite

Bemerkenswerterweise ist die sogenannte *Umlaufrendite*, die in vielen empirischen Untersuchungen als repräsentativer Kapitalmarktzinssatz erscheint, mit dem in dieser Arbeit verwendeten Zinssatz *Z5* nahezu identisch.¹¹ Die Übereinstimmung zwischen diesen beiden Zinssätzen ist so groß, daß sich die Ergebnisse der Kointegrationstests nicht ändern, wenn sie anstatt mit *Z5* mit der Umlaufrendite durchgeführt werden. Insbesondere ist die Umlaufrendite nur mit *H5* kointegriert und nicht mit *H10*, dem Kreditzinssatz mit 10jähriger Festschreibungszeit, der allgemein als der wichtigste Hypothekarkreditzinssatz angesehen wird. Gleiches gilt nach Mitusch und Nautz (1995) auch für den variablen Hypothekarkreditzinssatz, der vor allem in Phasen erwarteter Zinssenkungen von Bedeutung ist. Bei einer empirischen Untersuchung der Entwicklung von langfristigen Kreditzinssätzen müssen somit alle zugehörigen Refinanzierungzinssätze berücksichtigt werden. Eine differenzierte Betrachtungsweise des Verhältnisses zwischen Kredit- und Kapitalmarkt ist bei einer Beschränkung auf einen repräsentativen Kapitalmarktzinssatz nicht möglich.

¹⁰ Entscheidet sich ein Hypothekarkreditnehmer beispielsweise für eine kurze Zinsfestschreibungszeit, dann in aller Regel nicht deshalb, weil er beabsichtigt, den Kredit nach dieser Zeit bereits vollständig zurückzuzahlen. Die Tilgungsrate bei Hypothekarkrediten liegt üblicherweise bei etwa 1%.

¹¹ Für eine genauere Definition der Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere siehe die Monatsberichte der Bundesbank. Die Übereinstimmung der Zinssätze resultiert letztlich aus der Definition der Umlaufrendite als Durchschnitt über die Restlaufzeiten, bei denen 5 Jahre eine Mittelrolle einnimmt.

IV. Das Fehlerkorrekturmodell

1. Spezifikation und Schätzung

In Verallgemeinerung des in Abschnitt III.1. behandelten Falls zweier kointegrierter Zeitreihen besteht das Fehlerkorrekturmodell eines Systems von n Zeitreihen aus n Fehlerkorrekturgleichungen. Die Zahl der Fehlerkorrekturterme, die in jeder der Fehlerkorrekturgleichungen auftreten können, wird von der Anzahl r der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen bestimmt. Da das System $S = (H5, Z5, H10, Z10)$ die beiden langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen (4) und (5) besitzt, besteht das zugehörige Fehlerkorrekturmodell für $y \in S$ aus 4 Fehlerkorrekturgleichungen der folgenden Form:

$$(7) \quad \Delta y_t = \gamma_{10}^y (H10_{t-1} - Z10_{t-1} - 1.14) + \gamma_5^y (H5_{t-1} - Z5_{t-1} - 0.98) \\ + \text{verzögerte } (\Delta H5, \Delta H10, \Delta Z5, \Delta Z10) + u_t^y$$

Analog zu den Bedingungen an die Anpassungsparameter im bivariaten Fall impliziert die Existenz von zwei Kointegrationsbeziehungen nun, daß für *beide* Gleichgewichtsbeziehungen nicht alle Anpassungsparameter gleich Null sein dürfen. Falls $\gamma_5^{H5} < 0$ bzw. $\gamma_{10}^{H10} < 0$ ist, erfolgt bei einem Ungleichgewicht eine Bewegung von $H5$ bzw. $H10$ zum Gleichgewicht hin. In diesem Fall führt ein *relativ* hoher [niedriger] Refinanzierungszinssatz in der Vorperiode zu einer Erhöhung [Senkung] des zugehörigen Kreditzinssatzes.

Die maximale Verzögerung der Differenzen im Fehlerkorrekturmodell (7) wurde mit Hilfe des Kriteriums von Schwarz auf Eins festgelegt – höhere Verzögerungen erwiesen sich bei den Schätzungen auch nicht als signifikant. Die Schätzung des Systems mit der iterativen Zellnerschen Methode für *seemingly unrelated regressions* führte zu dem in Tabelle 6 dargestellten Ergebnis. Um eine möglichst sparsame Parametrisierung des Modells zu gewährleisten, wurden – ausgehend von dem vollständig parametrisierten Modell (7) – sukzessive Nullrestriktionen auferlegt.¹²

¹² Die Ankündigung der Währungsunion führte im Februar 1990 zu einem extremen Anstieg aller langfristigen Zinssätze (Vgl. Abb. 3 und 4). Wird dies in Form einer Dummy-Variablen $D90.02$ (1 in 1990(2) und 0 sonst) berücksichtigt, so hat dies zwar keinen Einfluß auf die Modellstruktur, liefert aber deutlich höhere Absicherungen der Koeffizienten. Tabelle 6 zeigt deshalb das Ergebnis der Schätzung mit dieser Dummy.

Tabelle 6

Schätzung des Fehlerkorrekturmodells für das System ($H5$, $Z5$, $H10$, $Z10$) 1982(6) – 1994(8)				
	$\Delta H5_t$	$\Delta Z5_t$	$\Delta H10_t$	$\Delta Z10_t$
$\Delta Z5_{t-1}$	0.21 (7.7)	–	–	–
$\Delta Z10_{t-1}$	0.41 (9.1)	0.52 (11.6)	0.50 (13.5)	–
$D90.02$	0.47 (4.4)	0.43 (2.9)	0.52 (5.4)	0.86 (3.9)
$(H5 - Z5 - 0.98)_{t-1}$	–0.10 (3.5)	–	–	–
$(H10 - Z10 - 1.14)_{t-1}$	–0.12 (3.3)	–0.14 (3.6)	–0.09 (3.0)	–
R^2	0.75	0.57	0.71	0.09
SER	0.11	0.15	0.10	0.22
$LM(1)$	0.17	0.04	2.41	0.08
$Q(12)$	10.15	13.74	16.99	17.72
$Arch(1)$	0.10	0.06	0.02	1.59
JB	16.45**	0.58	0.21	4.46

Notation gemäß Gleichung 7 und Fußnote 11. Absolutbeträge der t -Werte in Klammern. SER bezeichnet den Standardfehler der Regression, $LM(1)$ steht für den Lagrange-Multiplikator-Test auf Autokorrelation erster Ordnung, $Q(12)$ für die Box-Pierce-Teststatistik auf Autokorrelation bis zur zwölften Ordnung und $Arch(1)$ für den Test auf einen Arch-Prozeß erster Ordnung. JB bezeichnet die Jarque-Bera-Teststatistik auf Normalverteilung der Residuen. ** kennzeichnet Signifikanz einer Teststatistik auf dem 1%-Niveau. Für die Korrelationsmatrix Σ der Residuen gilt:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & 0.78 & 0.87 & 0.47 \\ - & 1 & 0.79 & 0.74 \\ - & - & 1 & 0.56 \\ - & - & - & 1 \end{pmatrix}$$

Selbst bei vorsichtiger Interpretation der t -Werte sind alle geschätzten Parameter des Fehlerkorrekturmodells aus Tabelle 6 hochsignifikant.¹³ Die zeitgleichen Korrelationen zwischen den einzelnen Gleichungen sind mit Werten zwischen 0.47 und 0.87 relativ hoch. Dies deutet auf gleichgerichtete zeitgleiche Veränderungen aller vier Zinssätze hin. Die Eigenschaften der geschätzten Residuen erweisen sich als weitestgehend unproblematisch. Autokorrelation liegt in den Residuen ebensowenig vor wie autoregressive bedingte Heteroskedastizität (*Arch*). Lediglich für die Residuen der $H5$ -Fehlerkorrekturgleichung zeigt die Jarque-Bera-Statistik eine signifikante Abweichung von der Normalverteilung an.¹⁴

2. Interpretation der Schätzergebnisse

In der Dreiecksgestalt des Fehlerkorrekturmodells aus Tabelle 6 zeigt sich, daß die langfristigen Zinssätze die kurzfristigen Zinssätze beeinflussen, aber nicht umgekehrt. In Analogie zur Erwartungstheorie der Zinsstruktur offenbart das geschätzte Fehlerkorrekturmodell auf diese Weise den dominierenden Einfluß des langfristigen Kapitalmarktzinssatzes $Z10$ auf die Zinsentwicklung des betrachteten Systems. Während sich $\Delta Z10$ weder durch die eigene Vergangenheit noch durch vergangene Werte der anderen Zinssätze erklären läßt, beeinflußt $Z10$ alle anderen Zinssätze sowohl in ihrer kurz- als auch in ihrer langfristigen Dynamik. Folglich ist $Z10$ exogen.

Die geschätzten Anpassungsparameter besitzen plausible Größenordnungen und Vorzeichen. Insbesondere führen – aufgrund der Vorzeichen der Anpassungsparameter $\gamma_5^{H5} = -0.10$ und $\gamma_{10}^{H10} = -0.09$ – bei beiden Kreditzinssätzen Abweichungen vom Gleichgewicht zum eigenen Refinanzierungzinssatz zu Anpassungsvorgängen, in deren Verlauf die bestehende Ungleichgewichtssituation abgebaut wird.

Bemerkenswert an dem Schätzergebnis ist vor allem, daß ein Ungleichgewicht bei den langfristigen Zinssätzen die Entwicklung der kurzfristigen Zinssätze $H5$ und $Z5$ auch über längere Zeit beeinflußt. Wie in den signifikanten Anpassungsparametern $\gamma_{10}^{H5} = -0.12$ und $\gamma_{10}^{Z5} = -0.14$ zum Ausdruck kommt, bewirkt zum Beispiel eine relativ

¹³ Werden die Kointegrationsbeziehungen nicht geschätzt, sondern wie in diesem Fall vorgegeben, empfehlen Kremers et al. (1992) für die t -Werte der Anpassungsparameter die Verwendung der kritischen Werte von MacKinnon.

¹⁴ Diese ist allerdings durch wenige, sehr große Residuen verursacht, so daß die Interpretation der Schätzergebnisse nicht wesentlich beeinträchtigt sein sollte.

niedrige Marge ($H10_{t-1} - Z10_{t-1} < 1.14$) ein Ansteigen der kurzfristigen Zinssätze.¹⁵

a) Dynamische Faktoranalyse

Wie aus den Tests über die Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen hervorgeht, enthält das System der vier Zinssätze zwei $[n - r]$ nichtstationäre Faktoren oder stochastische Trends, die das System in gewisser Weise antreiben und seine langfristige Entwicklung bestimmen.¹⁶ Um weitere Einblicke in die Struktur des Systems zu erhalten, wurde für die vier Zinssätze eine *dynamische Faktoranalyse* durchgeführt.

Analog zur Zerlegung von univariaten $I(1)$ -Zeitreihen in eine instationäre permanente Komponente und in eine stationäre transitorische Komponente wird dabei ein System von $I(1)$ -Zeitreihen in nichtbeobachtbare permanente und transitorische Komponenten zerlegt. Eine solche Zerlegung ist auf beliebig viele Arten möglich, so daß zusätzliche identifizierende Restriktionen erforderlich sind. In der Zerlegung nach Gonzalo und Granger (1995) sind die permanenten Komponenten Linearkombinationen der beobachteten Zeitreihen und die resultierenden transitorischen Komponenten besitzen keine dauerhaften Effekte. Die permanenten Komponenten erfassen auf diese Weise die gesamte langfristige Entwicklung der Zeitreihen.¹⁷

Wird ausgehend von der Schätzung in Tabelle 6 die Gonzalo-Granger-Zerlegung entsprechend Proietti (1994) durchgeführt, so erhält man das folgende Ergebnis:

$$(8) \quad \begin{pmatrix} H5 \\ Z5 \\ H10 \\ Z10 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z5 - \lambda(H10 - Z10) \\ Z5 - \lambda(H10 - Z10) \\ Z10 \\ Z10 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} (H5 - Z5) + \lambda(H10 - Z10) \\ \lambda(H10 - Z10) \\ H10 - Z10 \\ 0 \end{pmatrix}$$

¹⁵ Der kurzfristige Kapitalmarktzinssatz $Z5$ ist damit im Gegensatz zu $Z10$ nicht exogen im Sinne von Hunter (1990), der notwendige Bedingungen für Exogenität bei Vorliegen von Kointegration bestimmt.

¹⁶ Zur Äquivalenz von *common trends* und *common factors* siehe Escribano und Peña (1994).

¹⁷ Die präsentierte Gonzalo-Granger-Zerlegung stimmt im wesentlichen mit der Beveridge-Nelson-Zerlegung der Zeitreihen überein. Zu weiteren alternativen Zerlegungen siehe Escribano und Peña (1994).

Dabei gilt $\lambda = \frac{\gamma_{10}^{Z5}}{\gamma_{10}^{H10}} = \frac{0.14}{0.09} = 1.55$. Der erste Summand in der obigen

Zerlegung enthält die beiden nichtstationären permanenten Komponenten des Systems.¹⁸ Paarweise kointegrierte Zeitreihen besitzen den gleichen permanenten Faktor. Für $H10$ und $Z10$ ist dies der langfristige Kapitalmarktzinssatz $Z10$.

Die besondere Struktur des Systems zeigt sich im gemeinsamen Faktor der kurzfristigen Zinssätze. Nur im Falle $\gamma_{10}^{Z5} = 0$, d.h. $\lambda = 0$, hätte die zweite nichtstationäre Komponente des Systems ausschließlich durch den Kapitalmarktzinssatz $Z5$ repräsentiert werden können. Der Einfluß von $(H10 - Z10)$ auf $Z5$ hat jedoch zur Folge, daß auch die langfristigen Entwicklungen der kurzfristigen Zinssätze von $H10$ und $Z10$ beeinflußt werden. Da dies jedoch nicht auf Basis einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung, sondern lediglich über den *stationären* Fehlerkorrekturterm geschieht, wird die langfristige Entwicklung des kurzfristigen Kreditzinssatzes $H5$ durch seinen Refinanzierungzinssatz $Z5$ dominiert. Die Faktorzerlegung des Systems offenbart, daß die Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Zinssätzen weit komplexer sind, als dies nach den Kointegrationstests zu erwarten gewesen ist. Obwohl die beiden Kreditzinssätze nicht miteinander kointegriert sind, sind sie dennoch eng miteinander verbunden.

Der zweite Summand der Faktorzerlegung enthält die stationären transitorischen Faktoren des Systems. Diese sind in einer Gonzalo-Granger-Zerlegung stets Linearkombinationen der verschiedenen Fehlerkorrekturterme. Die Struktur des stationären Teils korrespondiert mit der Dreiecksgestalt des geschätzten Fehlerkorrekturmodells. Während der langfristige Kapitalmarktzinssatz $Z10$ keine zusätzliche stationäre Komponente besitzt und die transitorischen Faktoren von $H10$ und $Z5$ nur von $(H10 - Z10)$ abhängen, ist der stationäre Faktor von $H5$ eine Linearkombination *beider* Fehlerkorrekturterme.

b) Impulsantwortfunktionen

Die Auswirkungen einer einmaligen (dauerhaften) Erhöhung des langfristigen Kapitalmarktzinssatzes von beispielsweise 0.1 Prozentpunkten

¹⁸ $Z5 - \lambda(H10 - Z10)$ ist instationär, weil jede nichttriviale Linearkombination einer instationären Zeitreihe ($Z5$) mit einer stationären Zeitreihe ($H10 - Z10$) wieder instationär ist.

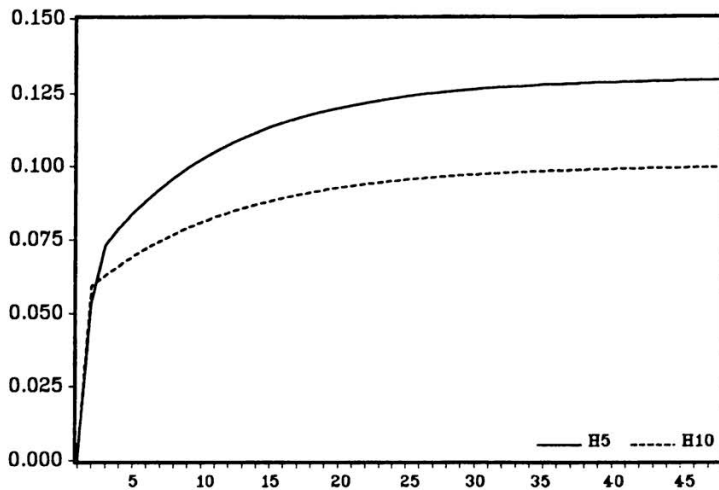
auf die Entwicklung der beiden Kreditzinssätze¹⁹ illustrieren die in der Abbildung 5 dargestellten (kumulierten) Impulsantwortfunktionen, die sich aus dem geschätzten Modell bestimmen lassen.²⁰

Das steile Ansteigen beider Funktionen in der ersten Periode resultiert aus den hohen Parameterwerten bezüglich $\Delta Z10_{t-1}$. Das weitere Ansteigen ist auf die langfristige Beziehung zwischen den Zinssätzen zurückzuführen. Wie zu erwarten, steigt der Hypothekarkreditzinssatz $H10$ so lange an, bis das Gleichgewicht bei den langfristigen Zinssätzen wiederhergestellt ist. Hierbei bewirkt der betragsmäßig kleine Koeffizient ($\gamma_{10}^{H10} = -0.09$), daß diese Anpassung ab der zweiten Periode nur noch sehr langsam erfolgt. Erst nach ungefähr zwei Jahren ist auch $H10$ um 0.1 Prozentpunkte gestiegen. Ähnlich nachhaltig sind die Auswirkungen dieser Störung bei den kurzfristigen Zinssätzen. Auch hier bewirkt ein betragsmäßig kleiner Parameter ($\gamma_{10}^{H5} = -0.12$), daß die Anpassung des kurzfristigen Hypothekarkreditzinssatzes erst nach etwa zwei Jahren abgeschlossen ist.

Die besondere Struktur des Fehlerkorrekturmodells zeigt sich im steileren Anstieg und vor allem im höheren Niveau der Impulsantwortfunktion von $H5$. Dafür verantwortlich ist der zusätzliche indirekte Einfluß einer Erhöhung von $Z10$ über den Refinanzierungzinssatz $Z5$. Zunächst zeigt die Fehlerkorrekturgleichung von $Z5$, daß eine Erhöhung von $Z10$ ein Ansteigen von $Z5$ bewirkt. Eine Erhöhung von $Z5$ bewirkt jedoch ein zusätzliches Ansteigen von $H5$ und zwar – gemäß der Fehlerkorrekturgleichung für $H5$ – sowohl *kurzfristig* über $\Delta Z5_{t-1}$ als auch *langfristig* über den Fehlerkorrekturterm. Eine Erhöhung von $Z10$ führt somit nicht nur zu einer dauerhaften Veränderung von $H10$, sondern bewirkt auch ein „neues“ Gleichgewicht bei den kurzfristigen Zinssätzen. Dieser Effekt kommt auch deutlich in der permanenten Komponente der Gonzalo-Granger-Zerlegung von $H5$ zum Ausdruck. Der Anpassungsvorgang von $H5$ kann erst beendet sein, wenn sich $H5$ wieder im langfristigen Gleichgewicht ($H5 = Z5 + 0.98$) befindet. Wie sich durch Lösen des zugehörigen Differenzgleichungssystems zeigen oder anhand der Impulsantwortfunktionen in Abbildung 5 ablesen läßt, erhöhen sich auf-

¹⁹ Aufgrund der Ähnlichkeit in den kurz- und langfristigen Koeffizienten bezüglich $Z10$ und wegen des langfristigen Gleichgewichts $H5 = Z5 + 0.98$ stimmen die Impulsantwortfunktionen von $Z5$ und $H5$ weitestgehend überein, weshalb nur diejenige von $H5$ dargestellt wird.

²⁰ Die Linearität des Fehlerkorrekturmodells führt (unrealistischerweise) dazu, daß die Stärke der geschilderten Anpassungsvorgänge unabhängig von dem Vorzeichen und der Höhe der die Anpassungen auslösenden Veränderung von $Z10$ sind.



Impulsantwortfunktionen der Kreditzinssätze $H5$ und $H10$ bezüglich einer einmaligen Erhöhung von $Z10$ um 0.1 Prozentpunkte.

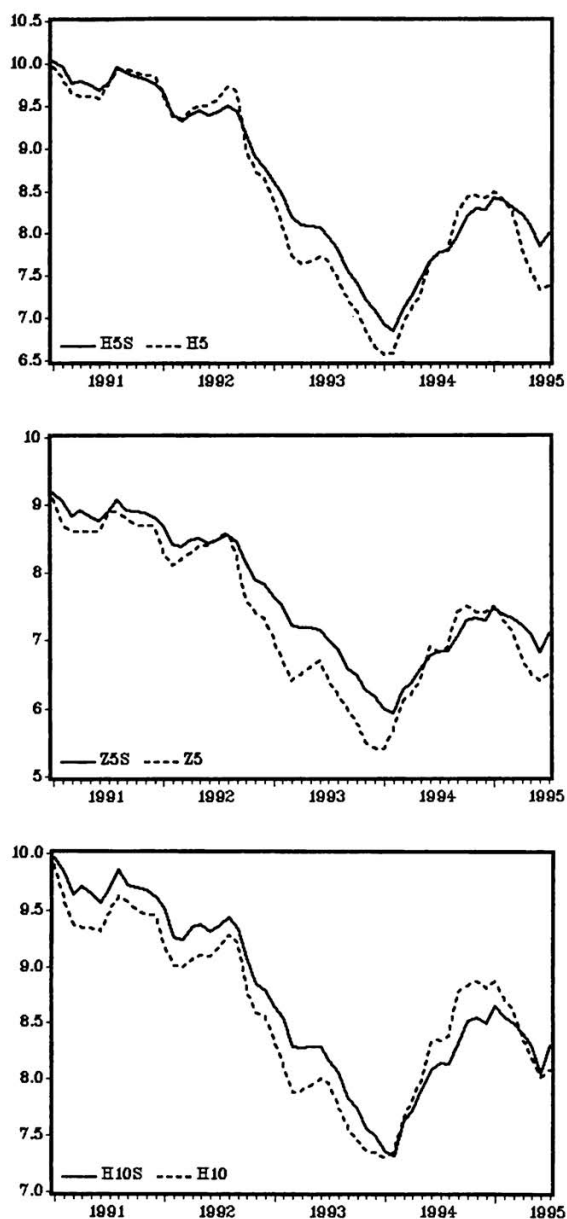
Abb. 5: Kumulierte Impulsantwortfunktionen

grund dieses zusätzlichen Effekts $H5$ und $Z5$ nicht nur um 0.1, sondern um etwa 0.13 Prozentpunkte.

3. Prognose

Wie stark die langfristige Entwicklung der beiden Hypothekarkreditzinssätze und des Kapitalmarktzinssatzes $Z5$ von dem Verlauf von $Z10$ bestimmt wird, zeigen die in Abbildung 6 dargestellten Ergebnisse einer dynamischen Simulation. Dabei wird für die beobachteten Werte von $Z10$ das Fehlerkorrekturmodell aus Tabelle 6 für $H5$, $H10$ und $Z5$ gelöst, in dem für die verzögerten Variablen die jeweils im System berechneten Werte eingesetzt werden. Die Simulation beginnt im Januar 1991, endet im Juli 1995 und umfaßt damit auch 11 Beobachtungen außerhalb des Schätzzeitraumes. Der Wert einer simulierten Reihe im Juli 1995 entspricht gewissermaßen einer 55-Schritt-Prognose des jeweiligen Zinssatzes. Insgesamt ist das dynamische Verhalten des Systems der Zinssätze – auch *out of sample* – als ausgesprochen stabil zu bezeichnen.

Um das Prognoseverhalten des Fehlerkorrekturmodells außerhalb des Schätzzeitraumes genauer zu überprüfen, wurden für das *komplette*



Die Simulation beginnt im Januar 1991 und endet im Juli 1995.
Die simulierten Zeitreihen sind durch ein S gekennzeichnet.

*Abb. 6: Dynamische Simulation des Fehlerkorrekturmodells
für gegebene Werte von Z10.*

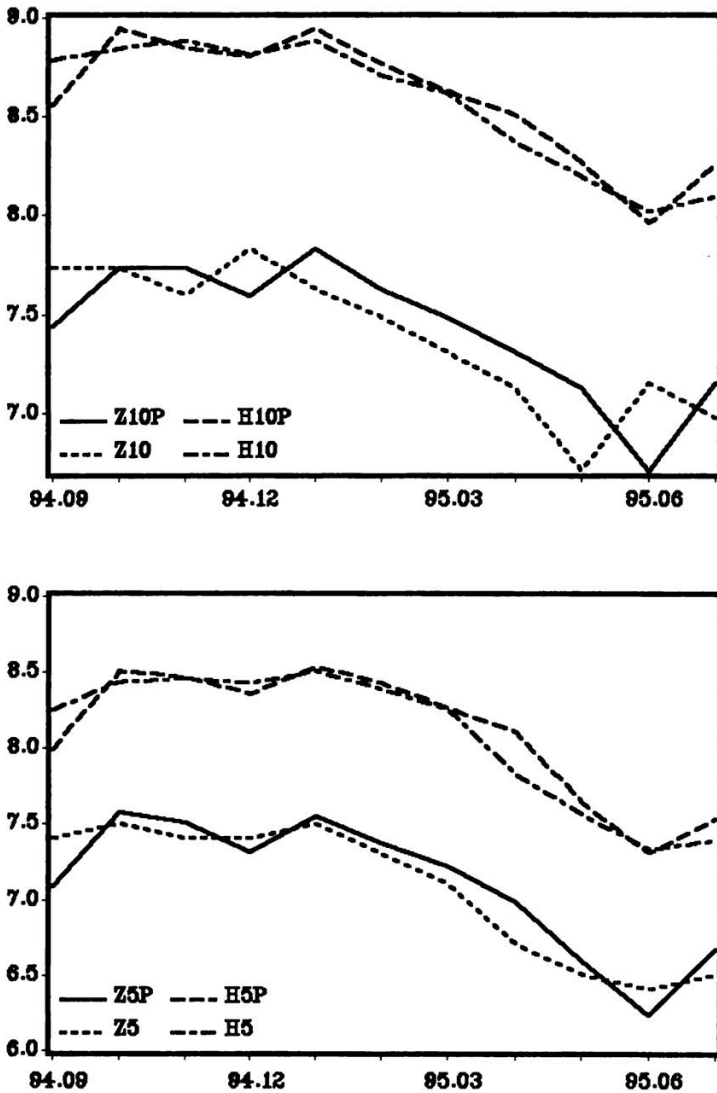
System der Zinssätze Ein-Schrittprognosen durchgeführt, die in Abbildung 7 präsentiert werden. Insbesondere die Prognosen für die Hypothekarkreditzinssätze sind sehr zufriedenstellend.

Um die Bedeutung der beiden langfristigen Zinssätze für die Prognose des kürzerfristigen Hypothekarkreditzinssatzes zu demonstrieren, wurden für $H5$ und seinen kointegrierten Refinanzierungszinssatz $Z5$ Ein-Schrittprognosen auf Grundlage eines bivariaten Fehlerkorrekturmodells erstellt. Der Vergleich der Prognosefehler in Tabelle 7 zeigt, daß die Prognose des kurzfristigen Hypothekarkreditzinssatzes $H5$ durch die Berücksichtigung des Einflusses von $H10$ und $Z10$ deutlich verbessert werden kann. Der mittlere absolute Prognosefehler auf Basis des zweidimensionalen Systems (0.12) ist ca. 33 % größer als derjenige des vollständigen Systems (0.09). Nur in 2 von 11 Fällen lieferte das kleinere Modell eine bessere Prognose.

V. Zusammenfassung und Ausblick

Die Entwicklung eines Kreditzinssatzes kann grundsätzlich von zwei Seiten beeinflußt werden. Zum einen ist zu erwarten, daß die Refinanzierungspraxis der Kreditinstitute zu einer langfristigen Verbindung zwischen einem Kreditzinssatz und dem Kapitalmarktzinssatz gleicher Fristigkeit führt. Dieser langfristige Zusammenhang wird in dieser Untersuchung durch die Ergebnisse der Kointegrationstests aus Abschnitt III.2. bestätigt. Für beide Zinsbindungszeiten ist der Abstand des Hypothekarkreditzinssatzes ($H5$, $H10$) zu seinem Refinanzierungszinssatz ($Z5$ bzw. $Z10$) stationär. Das heißt, für beide Kreditzinssätze ist es auch aus zeitreihenanalytischer Sicht gerechtfertigt, von einem „weitgehend parallelen“ Verlauf zum Kapitalmarkt zu sprechen.

Im Gegensatz zu diesem refinanzierungstechnisch bedingten Zusammenhang zwischen Zinssätzen mit *gleicher* Fristigkeit folgt aus der Erwartungshypothese der Zinsstrukturtheorie ein Zusammenhang zwischen Zinssätzen mit *unterschiedlicher* Fristigkeit. Hypothekarkredite, die sich lediglich in ihrer Zinsfestschreibungszeit unterscheiden, stellen möglicherweise noch engere Substitute dar als Wertpapiere mit unterschiedlicher Restlaufzeit. Dennoch zeigen die Kointegrationstests aus Abschnitt III.3., daß weder auf dem Kapital- noch auf dem Kreditmarkt die Voraussetzungen für die Gültigkeit der Erwartungshypothese erfüllt zu sein scheinen. Die Verbindung der verschiedenen Kreditzinssätze untereinander ist somit eindeutig schwächer als die jeweilige Anbindung



Die prognostizierten Werte sind durch ein *P* gekennzeichnet.

Abb. 7: Ein-Schrittprognosen auf Grundlage des kompletten Systems

eines Kreditzinssatzes zu seinem Refinanzierungzinssatz auf dem Kapitalmarkt. Das System der betrachteten Zinssätze ist damit bezüglich der Fristigkeit *separated* im Sinne von Granger und Konishi (1992).

Tabelle 7

Multi- und bivariate Ein-Schrittprognosen für $H5$					
	$H5$	$H5P1$	$H5P2$	$H5 - H5P1$	$H5 - H5P2$
1994.09	8.25	7.99	7.89	0.26	0.36
1994.10	8.43	8.50	8.53	-0.07	-0.10
1994.11	8.45	8.46	8.46	-0.01	-0.01
1994.12	8.42	8.35	8.35	0.07	0.07
1995.01	8.50	8.53	8.43	-0.03	0.07
1995.02	8.38	8.42	8.55	-0.04	-0.17
1995.03	8.25	8.26	8.24	-0.01	0.01
1995.04	7.82	8.10	8.10	-0.28	-0.28
1995.05	7.56	7.64	7.61	-0.08	-0.05
1995.06	7.33	7.30	7.47	0.03	-0.14
1995.07	7.39	7.53	7.33	-0.14	0.06

Die Tabelle zeigt Ein-Schrittprognosen für den Hypothekarkreditzinssatz mit 5jähriger Zinsbindung auf Grundlage des multivariaten Fehlerkorrekturmodells aus Abschnitt IV.1. ($H5P1$) im Vergleich zu Prognosen, die ausschließlich auf einem bivariaten Fehlerkorrekturmodell für $H5$ und $Z5$ beruhen ($H5P2$).

Eine empirische Untersuchung, die sich auf bivariate Tests und Schätzungen beschränken würde, käme aufgrund dieser Ergebnisse zu dem voreiligen Schluß, daß es zwischen den Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit höchstens kurzfristige Verbindungen geben kann und es in den Niveaus der Zeitreihen keinen Zusammenhang gibt. Die Schätzung des Fehlerkorrekturmodells für das System der vier Zinssätze in Abschnitt IV. zeigt jedoch, daß die Zusammenhänge zwischen den Zinssätzen mit verschiedener Fristigkeit nicht nur von kurzfristiger Natur sind. Besonders deutlich wird dies durch die permanente Komponente der kurzfristigen Zinssätze. Mit Hilfe des Prognoseverhaltens des Systems sowie seiner Impulsantwortfunktionen wurde demonstriert, daß auch das Niveau der langfristigen Zinssätze einen dauerhaften Einfluß auf die Entwicklung der kurzfristigen Zinssätze besitzt, obwohl keine direkte Kointegrationsbeziehung zwischen diesen Zinssätzen besteht. Nach Konishi et al. (1993, S. 2) erweitert diese Form des Zusammenhangs zweier nichtkointegrierter Zeitreihen „the usual *partial equilibrium* cointegration framework to

a more *general equilibrium* setting“. Es bleibt zu untersuchen, inwieweit dieser „indirekte“ langfristige Zusammenhang das Verständnis für die Bestimmungsgründe der Zinsstruktur zu verbessern vermag.

Literatur

- [1] *Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. W. und Hendry, D. F. (1993): Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford University Press.* – [2] *Banerjee, A., Dolado, J. und Mestre, R. (1994): On the Power of Cointegration Tests: Dimension Invariance vs. Common Factors. Mimeo.* – [3] *Campbell, J. Y. und Shiller, R. J. (1987): Cointegration and Tests of Present Value Models. Journal of Political Economy, 95: 1062 - 88.* – [4] *Campbell, J. Y. und Shiller, R. J. (1991): Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View. Review of Economic Studies, 58:495 - 514.* – [5] *Culbertson, J. M. (1957): The Term Structure of Interest Rates. Quarterly Journal of Economics, 71: 485 - 517.* – [6] *Cuthbertson, K., Hall, S. G. und Taylor, M. P. (1992): Applied Econometric Techniques. Phillip Allan, New York.* – [7] *Deutsche Bundesbank (1991): Zinsgestaltung und Zinsstruktur seit Anfang der achtziger Jahre. In Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, Juli: 31 - 42.* – [8] *Dickey, D. A. und Fuller, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74: 427 - 431.* – [9] *Engle, R. F. und Granger, C. W. J. (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, 55: 251 - 276.* – [10] *Escribano, A. und Peña, D. (1994): Cointegration and Common Factors. Journal of Time Series Analysis, 15: 577 - 586.* – [11] *Gonzalo, J. und Granger, C. W. J. (1995): Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems. Journal of Business and Economic Statistics, 13: 27 - 35.* – [12] *Granger, C. W. J. und Newbold, P. (1974): Spurious Regression in Econometrics. Journal of Econometrics, 2: 111 - 120.* – [13] *Granger, C. W. J. und Konishi, T. (1992): Separation in Cointegrated Systems. Manuscript, University of California San Diego.* – [14] *Hall, A. D., Anderson, H. M. und Granger, C. W. J. (1992): A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields. Review of Economics and Statistics, 74: 116 - 126.* – [15] *Hassler, U. (1994): Einheitswurzeltests – Ein Überblick. Allgemeines Statistisches Archiv, 78: 207 - 228.* – [16] *Hunter, J. (1990): Cointegration Exogeneity. Economics Letters, 34: 33 - 35.* – [17] *Konishi, T., Ramey, V. A. und Granger, C. W. J. (1993): Stochastic Trends and Short-Run Relationships between Financial Variables and Real Activity. National Bureau of Economic Research Discussion Paper No. 4275.* – [18] *Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. und Dolado, J. J. (1992): The Power of Cointegration Tests. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54: 325 - 348.* – [19] *Johansen, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12: 231 - 254.* – [20] *Johansen, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press.* – [21] *Lütkepohl, H. (1991): Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer Verlag Berlin.* – [22] *MacKinnon, J. G. (1991): Critical Values for Cointegration Tests. In: Engle, R. F. und Granger, C. W. J. (Hrsg.): Long-Run Economic Relationships, Oxford University Press, 267 - 276.* – [23] *Melino, A. (1988): The Term Structure of Interest Rates: Evidence and Theory. Journal of*

Economic Surveys, 2: 335 - 366. – [24] *Mitusch, K. und Nautz, D.* (1995): Expectations and Interest Rates on Mortgage Loans. *Empirical Economics*, 20: 667 - 680. – [25] *Pesando, J. E.* (1979): On the Random Walk Characteristics of Short- and Long-Term Interest Rates in an Efficient Market. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 11: 457 - 466. – [26] *Proietti, T.* (1994): Short Run Dynamics in Cointegrated Systems. Manuscript, University of Perugia. – [27] *Shiller, R. J.* (1990): The Term Structure of Interest Rates. In: *Friedman, B. und Hahn, F.* (Hrsg.): *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier Science Publisher, Kap. 13. – [28] *Wolters, J.* (1994): Cointegration and German Bond Yields. Diskussionsarbeit der Freien Universität Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Nr. 16. – [29] *Wolters, J.* (1995a): On the Term Structure of Interest Rates: Empirical Results for Germany. *Statistical Papers*, 36: 193 - 214. – [30] *Wolters, J.* (1995b): Kointegration und Zinsentwicklung im EWS: Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 79: 146 - 169. – [31] *Zhang, H.* (1993): Treasury Yield Curves and Cointegration. *Applied Economics*, 25:361 - 367.

Zusammenfassung

Die Entwicklung langfristiger Kreditzinssätze: Eine empirische Analyse

Diese Arbeit untersucht die Entwicklung und den Zusammenhang zwischen 5- und 10jährigen Kredit- und Kapitalmarktzinssätzen. Kointegrationstests zeigen eine Separierung der Zinssätze bezüglich ihrer Fristigkeit: Der refinanzierungstechnisch bedingte Zusammenhang zwischen einem Kredit- und dem zugehörigen Kapitalmarktzinssatz gleicher Fristigkeit ist stärker als der aus der Erwartungshypothese der Zinsstruktur folgende Zusammenhang zwischen Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit. Mit Hilfe von Impulsantwortfunktionen und einer dynamischen Faktoranalyse wird demonstriert, daß die Zusammenhänge zwischen Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit dennoch nicht nur kurzfristiger Natur sind. Dies führt zu einer deutlich verbesserten Prognose der 5jährigen Kreditzinssätze.

Summary

The Development of Long-Term Credit Rates: An Empirical Analysis

This paper investigates the development of five-year and ten-year mortgage loan and capital market rates. Cointegration tests imply that these interest rates are separated by maturity: each mortgage loan rate is cointegrated with its refinancing rate, i.e. the capital market rate with the same maturity. Whereas the relation between two interest rates of different maturities which is implied by the expectations hypothesis of the term structure seems to be weak. However, impulse response functions and a dynamic factor analysis reveal that there are nevertheless level relations between interest rates of different maturity. It is demonstrated that the consideration of these more complex relations improves the forecast of the five-year mortgage loan rate.

Résumé**L'évolution des taux du crédit à long terme
Une analyse empirique**

Ce travail analyse l'évolution des taux du crédit et des taux d'intérêt pratiqués sur le marché des capitaux à 5 et 10 ans. Des tests de cointégration montrent une séparation du système pour ce qui est de l'échéance. Les rapports entre les taux d'intérêt de différentes échéances, qui découlent de l'hypothèse des attentes de la structure des intérêts, sont clairement moins forts que le rapport, déterminé par la technique de refinancement, d'un taux du crédit avec le taux d'intérêt de refinancement équivalent sur le marché des capitaux. A l'aide d'une analyse dynamique de facteurs du système et de fonctions de réponse de stimulations, il est cependant démontré ici que les rapports entre les taux d'intérêt de différentes échéances ne sont pas qu'à court terme. En tenant compte de cette dépendance, on peut pronostiquer nettement mieux les taux du crédit à 5 et 10 ans.