

Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund?

Eine Anwendung der multivariaten
Kointegrationsanalyse

Manfred Kremer

Diskussionspapier 2/99
Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Februar 1999

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

**Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main**

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-06-6

Zusammenfassung

Das vorliegende Papier geht der Frage nach, wie eng der deutsche Kapitalmarktzins über den Zeitraum von Mitte der 70er Jahre bis Anfang 1998 an die Zinsverhältnisse in den USA gebunden war. Häufig geäußerten Vermutungen folgend wird daneben überprüft, ob die „Auslandsabhängigkeit“ des deutschen Langfristzinses in den 90er Jahren tatsächlich zugenommen hat. Dafür wird der „internationale Zinsverbund“ zunächst über drei Dimensionen definiert, nämlich Konvergenz, Synchronisierung und Kausalität. Da sich die verwendeten Zeitreihen für die Zinssätze als nicht-stationär erweisen, muß die empirische Untersuchung auf einer Kointegrationsanalyse aufbauen. Es wird ein Vektor-Fehlerkorrektur-Modell (VECM) vorgestellt, mit dem die Dimensionen des internationalen Zinsverbunds empirisch erfaßt werden können und das es ermöglicht, den Einfluß in- und ausländischer zinsbestimmender Faktoren zu trennen und in ihrer Wirkungsintensität zu vergleichen. Das Modell enthält jeweils einen langfristigen und einen kurzfristigen Zins aus Deutschland und aus den USA als zu erklärende Variablen. Die Struktur des Modells wird mit Hilfe der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und der ungedeckten Zinsparität begründet, ergänzt durch die Annahme rationaler Erwartungen.

Entgegen der ungedeckten Zinsparität existierten über den Betrachtungszeitraum keine Kointegrationsbeziehungen zwischen den deutschen und den amerikanischen Zinsen, die einen permanenten Konvergenzdruck bewirkt haben könnten. Eine mögliche Ursache hierfür sind nicht-stationäre Risikoprämien. Eine solche langfristige Gleichgewichtsbeziehung bestand jedoch in beiden Ländern zwischen den Kapital- und Geldmarktzinsen, so daß sich diese nicht beliebig weit voneinander entfernen konnten. Trotz fehlender Kointegration im internationalen Zinsverbund wurde der Verlauf des deutschen Kapitalmarktzinses dennoch sehr stark von den US-Zinsen geprägt. Dieser Einfluß spiegelt sich in einem starken Gleichlauf der Renditen wider. Da die Wirkungsrichtung zeitgleicher Zinszusammenhänge jedoch statistisch nicht identifizierbar sind, sprechen erst bestimmte Vorlaufeigenschaften der US-Zinsen für die plausible Interpretation, daß der deutsche Kapitalmarktzins grundsätzlich vom amerikanischen Rentenmarkt abhing. Die Analyse deutet ferner darauf hin, daß über diese Auslandsabhängigkeit nur dann dauerhafte Wirkungen auf das deutsche Zinsniveau ausgingen, wenn die Zinsbewegungen in den USA durch die amerikanische Geldpolitik ausgelöst wurden. Des weiteren liefern die Stabilitätstests keine Hinweise auf eine Zunahme dieser Auslandsabhängigkeit des deutschen Kapitalmarktzinses in den 90er gegenüber den 80er Jahren.

Summary

This paper considers how close the linkages between the yields of German and US government bonds were between the mid-seventies and the beginning of 1998. Furthermore, we test the popular presumption that the German yield has supposedly become more dependent on US rates in the course of the nineties. For this purpose we first define the "international interest rate linkage" by three of its dimensions, i.e., convergence, synchronization, and causality. Since the interest rate series used seem to follow non-stationary stochastic processes, the empirical study builds on the cointegration framework. We present a vector error-correction model (VECM) by means of which the dimensions of international interest rate linkages can be measured empirically. At the same time, the model enables us to separate and determine the quantitative influence of domestic and foreign factors driving interest rates. The model contains one long-term and one short-term interest rate of both Germany and the USA as endogeneous variables. This simple structure rests on the expectations hypothesis of the term structure of interest rates and on uncovered interest parity, respectively, further assuming rational expectations.

Violating uncovered interest parity, we found no cointegrating relation between German and US interest rates which would have forced both rates to converge. One possible reason for lacking cointegration were non-stationary risk premia. However, such a long-run equilibrium relationship did exist in both countries between the levels of domestic bond yields and short-term rates, thus weakly confirming the expectations hypothesis of the term structure. Despite the missing convergence relation in international linkages, German capital market rates were heavily influenced by lagged and contemporaneous movements in US rates. This influence is reflected in the strong synchronization of both yields. Since the direction of instantaneous causality cannot be identified on statistical grounds, the interpretation that German rates actually depend on US rates is favoured by US rates being weakly exogeneous with respect to the German term structure (but not vice versa) and by the fact that German rates are strongly Granger-caused by US rates. Furthermore, the empirical results indicate that permanent effects on the German yield via international linkages only arose if movements in US rates were due to shocks in US monetary policy. Lastly, stability tests do not suggest that the dependency of German government bond yields on US rates has increased during the nineties against the eighties.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Datenbeschreibung und stilisierte Fakten zu den nationalen und internationalen Zinszusammenhängen	4
3	Der internationale Zinsverbund: Merkmale und empirische Meßkonzepte	8
3.1	Dimensionen des internationalen Zinsverbunds	8
3.2	Ein integrierter Ansatz zur empirischen Erfassung von Zinszusammenhängen	8
3.3	Selektiver Literaturüberblick zum deutsch-amerikanischen Zinsverbund	15
4.	Theoretischer Bezugsrahmen	17
4.1	Ungedeckte Zinsparität	17
4.2	Erwartungstheorie der Zinsstruktur	19
4.3	Implikationen für die Kointegrationsanalyse	20
5.	Zinszusammenhänge als vektor-autoregressive Prozesse mit kointegrierten Variablen	25
5.1	Spezifikation eines Vektor-Fehlerkorrektur-Modells (VECM)	25
5.2	Empirische Ergebnisse bivariater Kointegrationsanalysen	34
5.3	Zinsstruktur und internationaler Zinsverbund im vierdimensionalen VECM	41
5.3.1	Modellspezifikation und Bestimmung des Kointegrationsrangs	41
5.3.2	Modellierung der Langfristbeziehungen: Identifikation der Kointegrationsvektoren und Tests auf schwache Exogenität	47
5.4	Analyse der Zinszusammenhänge im partiellen VECM(3)	50
5.4.1	Die langfristigen Beziehungen	54
5.4.2	Rekursive Analyse und Strukturbruchtests	57
5.4.3	Die Kurzfrisdynamik und Kausalität	60
5.4.4	Impuls-Antwort-Folgen	62
5.4.5	Prognosevergleich zwischen VECM, LVAR und DVAR	68

6	Geldpolitische Implikationen und methodische Kritik	72
7	Resümee	75
	Anhang 1: Tests auf den Integrationsgrad der Zinsen	77
	Anhang 2: Impuls-Antwort-Folgen und orthogonalisierte Innovationen	82
	Anhang 3: Ergänzende Abbildungen zum Text	87
	Literaturverzeichnis	95

Tabellenverzeichnis

1	Bivariate Johansen-Tests auf Kointegration zwischen deutschen und US-Zinsen	36
2	Bivariate Johansen-Tests auf Kointegration in der nationalen Zinsstruktur	38
3	Johansen-Tests auf Kointegration im vierdimensionalen VECM	46
4	Kointegrationsvektoren β und Ladungskoeffizienten α für das unbedingte und das partielle VECM(3)	49
5	Tests auf schwache Exogenität	50
6	Residuenanalyse für drei Varianten des vierdimensionalen VECM(3) mit Tagesgeldzinsen	53
7	LR-Tests verschiedener Strukturhypothesen über die Kointegrationsvektoren im partiellen VECM(3)	55
8	Schätzergebnisse für das partielle VECM(3) mit schwach exogener Federal funds rate	61
9	Prognoseperformance von VAR(3)-Modellen mit unterschiedlichem Kointegrationsrang bei schwach exogener Federal funds rate	71
A.1	Stationaritätstests im vierdimensionalen VECM(3)	82

Abbildungsverzeichnis

1	Kapitalmarktzins in Deutschland und den USA	3
2	Deutsch-amerikanischer Zinsgleichlauf am Renten- und Geldmarkt	6
3	Umlaufrendite und Tageszins in Deutschland bzw. den USA	7
4	Wirkungsverlauf eines einmaligen US-Renditenschocks auf die deutsche Rendite in einem bivariaten VECM	34
5	Impuls-Antwort-Folgen für das partielle VECM(3)	66
6	Impuls-Antwort-Folgen für das vierdimensionale VECM(3)	67
A.1	Rekursive Schätzung der beiden höchsten Eigenwerte λ_1 und λ_2 im vierdimensionalen VECM	87
A.2	Die beiden signifikanten identifizierten Kointegrationsbeziehungen im vierdimensionalen VECM	88
A.3	Rekursive Schätzung der freien Parameter und der Ladungen für die erste Kointegrationsbeziehung des partiellen VECM einschließlich der 95 %-Konfidenzintervalle	89
A.4	Rekursive Schätzung der freien Parameter und der Ladungen für die zweite Kointegrationsbeziehung des partiellen VECM einschließlich der 95 %-Konfidenzintervalle	90
A.5	Rekursiver Test auf Konstanz der Kointegrationsbeziehungen	91
A.6	Ein-Schritt-Prognosefehler-Test auf Strukturbrüche im partiellen VECM:	
	a) Tests für das System	92
	b) Tests für die einzelnen Gleichungen in Ursprungswerten [$\Delta z(t)$, $z(t-1)$]	93
	c) Tests für die einzelnen Gleichungen in den bereinigten Variablen [$R(0t)$, $R(kt)$]	94

Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA:

Wie eng ist der Zinsverbund?*

Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse

1 Einleitung

Wenn vergleichbare Wertpapiere aus verschiedenen Ländern vollkommene Substitute wären, müßten die nominalen Zinsen im In- und Ausland stets übereinstimmen und ausschließlich von den aggregierten Knappheitsverhältnissen auf diesem perfekt integrierten Kapitalmarkt bestimmt werden. Eine Analyse des „internationalen Zinsverbunds“ würde sich in diesem Fall erübrigen, da er ebenfalls vollkommen wäre. Die Realität auf den internationalen Rentenmärkten weicht von diesem „theoretischen Idealzustand“ jedoch deutlich ab, indem die Kapitalmarktzinsen einzelner Länder zumeist unvollständig synchronisierte Zinszyklen und auch unterschiedliche Niveaus aufweisen. Verantwortlich dafür sind alle Faktoren, die die Substitutionsbeziehung zwischen den Anleihen verschiedener Länder aufweichen. Dazu gehören - vor allem in Systemen mit flexiblen Wechselkursen - Wechselkursänderungserwartungen und das Währungsrisiko, aber z. B. auch länderspezifische Unterschiede in der Besteuerung und eventuell verbliebene Kapitalverkehrskontrollen. Der Grad der internationalen Kapitalmobilität wird des weiteren durch Faktoren gemindert, die in den Präferenzen der Marktteilnehmer verankert sind: Da die Anleger ihre Portfolioentscheidungen unter Unsicherheit zu treffen haben, ist die Annahme plausibel, daß sie sich risikoavers verhalten.¹ Risikoaversion und alle anderen, auch in kulturellen und sprachlichen Unterschieden begründete Mobilitätshemmnisse finden ihren statistischen Niederschlag in Portfoliostrukturen, die nach wie vor durch ein Übergewicht heimischer Wertpapiere gekennzeichnet ist („Home bias“).²

* Mein Dank für wertvolle Anregungen und Diskussionen gilt Ulrich Bindseil, Jörg Clostermann, Dietrich Domanski, Robert Fecht, Heinz Herrmann, Hans-Eggert Reimers, Sebastian Schich, Franz Seitz, Jürgen Wolters sowie den Teilnehmerinnen und Teilnehmern der Workshops bei der Oesterreichischen Nationalbank, der Deutschen Bundesbank sowie der Gerhard-Mercator-Universität Duisburg. Alle verbleibenden Fehler und Ungereimtheiten habe jedoch ich alleine zu verantworten.

¹ Zu einem Kurzüberblick über die theoretischen Bestimmungsgründe und gängigen Meßkonzepte der internationalen Kapitalmobilität siehe Deutsche Bundesbank (1997), S. 25-29.

² Siehe hierzu ausführlich Lewis (1995), S. 1950 ff.

Diese unvollkommene Auslandsverflechtung verleiht dem inländischen Kapitalmarktzins einen gewissen Spielraum, sich von der Zinsentwicklung im Ausland abzukoppeln und spezifischen heimischen Einflußfaktoren zu folgen. Die vorliegende Untersuchung geht vor diesem Hintergrund der Frage nach, wie eng der deutsche Kapitalmarktzins - repräsentiert durch die Umlaufrendite langlaufender Staatsanleihen - an die weltweiten Zinsverhältnisse gebunden ist, die wiederum durch die US-amerikanische Umlaufrendite angenähert werden. Daneben wird überprüft, ob die „Auslandsabhängigkeit“ des deutschen Kapitalmarktzinses in den 90er Jahren zugenommen hat, wie vor allem die starke Konvergenz der deutschen und amerikanischen Langfristzinsen in diesem Zeitraum suggeriert (siehe Abbildung 1). Als Hauptursachen für eine mögliche Verstärkung des internationalen Zinsverbunds werden die zunehmende Liberalisierung, Globalisierung und der technische Fortschritt auf den Finanzmärkten genannt.³ Allerdings ist es ebenso möglich, daß sich der beobachtbare Zinsverbund nicht aufgrund solcher institutionellen Faktoren geändert hat, sondern vielmehr temporäre Unterschiede oder Ähnlichkeiten in der konjunkturellen Situation und der wirtschaftspolitischen Ausrichtung der jeweiligen Länder widerspiegelt.

Eine präzise und allgemein akzeptierte Definition des „internationalen Zinsverbunds“ existiert nicht. Daher werden in dieser Arbeit zunächst einmal verschiedene Dimensionen unterschieden (Konvergenz, Synchronisierung und Kausalität), mit denen er sich kennzeichnen und empirisch erfassen läßt. Daneben wird ein einheitlicher Analyserahmen vorgestellt, mit dem a) grundsätzlich alle drei Dimensionen untersucht werden können, der es b) ermöglicht, den Einfluß in- und ausländischer Bestimmungsfaktoren zu trennen und in ihrer Wirkungsintensität zu vergleichen und der c) auch geeignet ist, theoretische Strukturhypothesen zu testen, die eine Ergebnisinterpretation erleichtern.

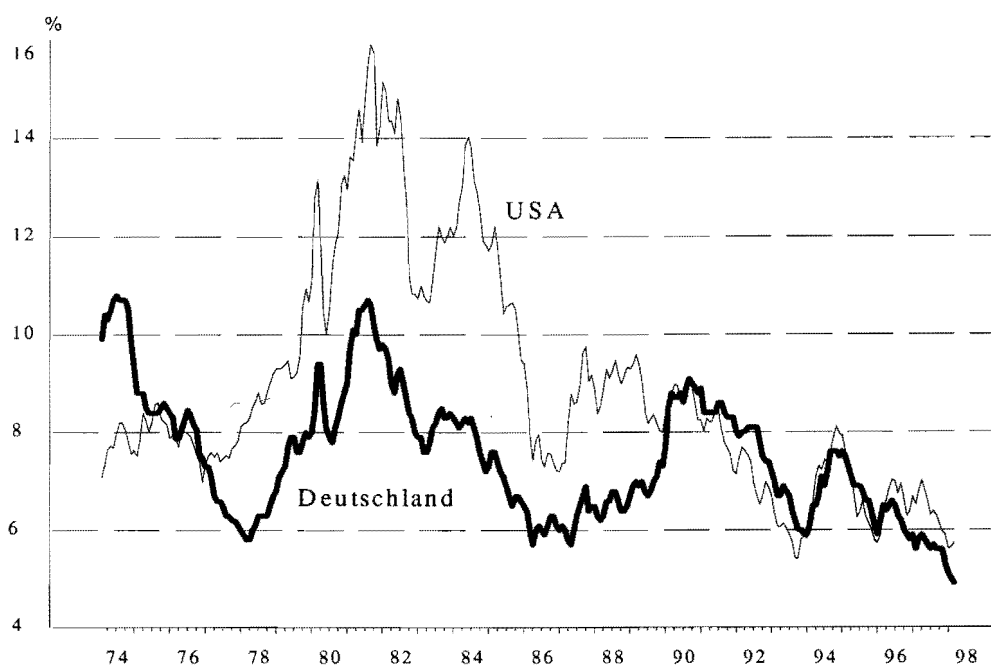
Den theoretischen Bezugsrahmen für die Modellierung der inländischen Zinsdeterminanten bildet die rationale Erwartungstheorie der Zinsstruktur, über die ein dynamischer Zusammenhang zwischen Kapitalmarkt- und Geldmarktzins herstellbar ist. Die internationalen Zusammenhänge werden über die ungedeckte Zinsparität hergestellt, ebenfalls unter der Annahme rationaler Erwartungen. Sofern beide (verbundenen) Hypothesen einen hinreichenden empirischen Gehalt besitzen, sollte es möglich sein, bereits mit einem „kleinen“ vektor-autoregressiven (VAR) Modell - das ausschließlich die deutschen und die US-amerikanischen Geld- und Kapitalmarktzinsen als endogene Variablen enthält -, die oben

³ Siehe z. B. Frankel (1989), S. 27 ff. sowie Deutsche Bundesbank (1996), S. 23 ff.

formulierten Analyseziele zu erreichen. Das VAR muß in der Form eines Vektor-Fehlerkorrektur-Modells (VECM) geschätzt werden, da sich die Zinsen als nicht-stationär erweisen und daher auf Kointegration zwischen den Zinsen getestet werden muß. Zur Schätzung des Modells und für die üblichen Tests im Rahmen von Kointegrationsanalysen wird die Johansen-Prozedur verwendet.

Abbildung 1: Kapitalmarktzins in Deutschland und den USA

Umlaufrendite zehnjähriger Staatsanleihen; Feb. 1974 bis März 1998



Die Arbeit ist folgendermaßen aufgebaut: Das nächste Kapitel stellt die verwendeten Daten und einige stilisierte Fakten zu den internationalen und nationalen Zinszusammenhängen vor. Im dritten Kapitel werden zunächst die einzelnen Dimensionen des internationalen Zinsverbunds gekennzeichnet und anschließend Methoden im Rahmen eines einheitlichen Schätzmodells vorgeschlagen, mit dem sich diese Dimensionen empirisch erfassen lassen. Ein selektiver Literaturüberblick schließt dieses Kapitel ab. Im vierten Kapitel werden die Grundzüge der Erwartungstheorie der Zinsstruktur und der ungedeckten Zinsparität unter rationalen Erwartungen referiert und testbare Implikationen für die Kointegrationsanalyse abgeleitet. Das fünfte Kapitel enthält die empirischen Ergebnisse für die Schätzung verschiedener Varianten des VECM und für die Tests der theoretischen Kointegrationshypothesen. Anhand der Impuls-Antwort-Funktionen kann die Auslandsabhängigkeit des

deutschen Kapitalmarktzins umfassend beurteilt werden. Das fünfte Kapitel endet mit einem Prognosevergleich, der einen Eindruck darüber vermittelt, ob die Kointegrationsrestriktionen sinnvoll und quantitativ bedeutsam sind. Im sechsten Kapitel werden die empirischen Resultate aus methodischer und geldpolitischer Sicht kritisch beleuchtet. Die Studie schließt mit einer resümierenden Betrachtung.

2 Datenbeschreibung und stilisierte Fakten zu den nationalen und internationalen Zinszusammenhängen

In dieser Arbeit werden der deutsche und der US-amerikanische Kapitalmarktzins durch die jeweilige Umlaufrendite öffentlicher Kuponanleihen mit ungefähr zehnjähriger Restlaufzeit repräsentiert. Die Wahl öffentlicher Titel aus einem jeweils sehr liquiden Marktsegment beider Länder gewährleistet einen sinnvollen Renditenvergleich, da sie in ihren Ausstattungsmerkmalen (bis auf die Denominationswährung) als weitgehend homogen anzusehen sind.

Die kurzfristigen Sätze werden vorrangig durch den Zins für Tagesgeld am deutschen Interbankenmarkt bzw. durch die Federal funds rate vertreten. Diese Sätze sind konzeptionell recht gut miteinander vergleichbar und stehen unter einem direkteren Einfluß der Notenbanken als die Terminzinsen mit längerer Fristigkeit. Als Robustheitstest für die empirischen Zusammenhänge werden auch Dreimonatszinsen verwendet, die in den meisten anderen vergleichbaren Studien die Geldmarktsätze repräsentieren. Die Differenz zwischen der Umlaufrendite und dem Geldmarktzins (der sog. „Spread“) soll die nationalen Zinsstrukturen hinreichend charakterisieren. Da jedoch in beiden Fällen ein Interbankensatz als Kurzfristzins verwendet wird, spiegelt der Spread nicht nur Unterschiede wider, die in der Laufzeit der jeweiligen Finanztitel begründet sind, sondern auch die unterschiedlichen zeitvariablen Ausfallrisiken.

Der Beginn des Untersuchungszeitraums wird auf den Februar 1974 datiert, um möglichst homogene Rahmenbedingungen für einen internationalen Zinsvergleich zu gewährleisten. Dabei werden insbesondere zwei Umstände berücksichtigt: Zum einen sollte sichergestellt sein, daß die Zinsdifferenziale nicht durch Kapitalverkehrskontrollen stark verzerrt werden. Im Februar 1974 wurden in Deutschland bedeutende Kontrollmaßnahmen entweder abgeschafft oder zumindest entscheidend abgemildert. In den USA wurden die letzten

Kontrollen im Dezember 1973 aufgehoben.⁴ Zum anderen sollte über die Gesamtperiode ein einheitliches Wechselkursystem gelten, da Wechselkursänderungserwartungen bei der Bildung internationaler Zinsdifferenziale eine wichtige Rolle spielen können; der Wechselkurs der D-Mark zum US-Dollar wurde im März 1973 offiziell freigegeben. Der Schätzzeitraum endet im ersten Quartal 1998.

Deutsche und US-amerikanische Kapital- und Geldmarktzinsen

Der Verlauf der Kapitalmarktzinsen in Deutschland und in den USA läßt auf den ersten Blick den Eindruck entstehen, der Zinsverbund habe aufgrund der deutlichen Konvergenz in den 90er Jahren zugenommen (siehe Abbildung 1): Seit Anfang 1990 weisen beide Zinsen nur noch vergleichsweise geringe Niveauunterschiede auf; sie verlaufen von daher ganz offensichtlich sehr synchron. Der Synchronisationsgrad zwischen den deutschen und den US-Zinsen ist jedoch bereits seit Anfang der 80er Jahre unverändert hoch, wie die über ein 36-Monats-Fenster gleitenden Korrelationen der monatlichen Zinsänderungen zeigen (siehe Abbildung 2).⁵ Dabei nehmen die Korrelationen immer dann besonders zu, wenn die Finanzmärkte von starken Wirtschaftsschocks (z. B. Ölpreissprung 1979/80, Golfkrise Anfang 1990) oder sonstigen Turbulenzen (z. B. Börsenkrach im Herbst 1987; Bondmarkturbulenzen Anfang 1994) getroffen werden. Hohe Zinssprünge treten in den Ländern insofern nicht isoliert auf, so daß eine positive Beziehung zwischen kurzfristiger Rentenmarktvolatilität und dem internationalem Zinsverbund zu vermuten ist.⁶ Des weiteren liefern die gleitenden Korrelationen auch keinen Anlaß zu der Vermutung, daß sich der Zinszusammenhang im Sinne gleichlaufender Bewegungen in den 90er Jahren signifikant verstärkt hat. Der Synchronisationsgrad ist demnach offenbar unabhängig von den relativen Zinsniveaus bzw. dem internationalen Zinsgefälle.

Der deutsch-amerikanische Zinsverbund ist am kurzen Marktende wesentlich loser. Die monatlichen Änderungen der Tageszinsen sind über weite Zeiträume unkorreliert. Für die Dreimonatszinsen sind die Korrelationen bis Ende der 80er Jahre zwar auch schwach, aber trotzdem signifikant positiv; über die 90er Jahre hingegen sind auch die Dreimonatssätze

⁴ Die einzelnen Kapitalverkehrskontrollen und ihre Auswirkungen auf die Zinsverhältnisse an den nationalen und den Eurogeldmärkten werden eingehend beschrieben in Marston (1995), S. 50-62.

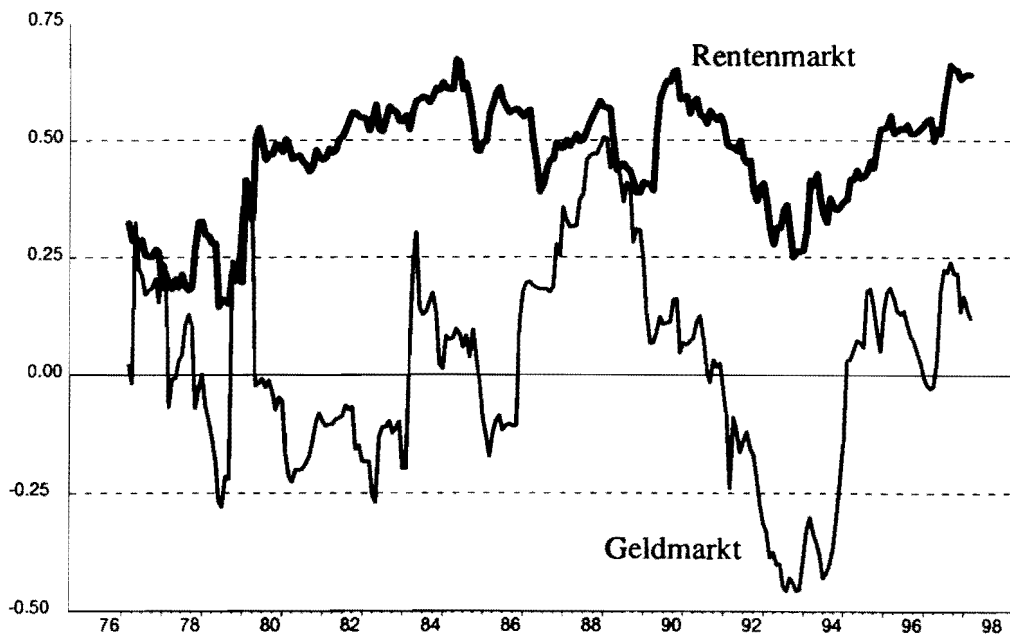
⁵ Dieses Ergebnis wird in allen vergleichbaren Studien bestätigt. Siehe z. B. Christiansen/Pigott (1997), S. 12 und 35.

⁶ Diese Hypothese konnte jüngst von Ramchand/Susmel (1998) für eine Vielzahl bedeutender Aktienmärkte im Rahmen bivariater Switching-ARCH-Modelle (SWARCH) empirisch bestätigt

unkorreliert. Dies liegt daran, daß die Geldmarktsätze Deutschlands und der USA über weite Teile der 90er Jahre entgegengerichtet verliefen; dies spricht grundsätzlich dafür, daß beide Länder über recht große geldpolitische Handlungsspielräume verfügt haben.

Abbildung 2: Deutsch-amerikanischer Zinsgleichlauf am Renten- und Geldmarkt

Gleitende Korrelationen der Renditen- bzw. Tageszinsänderungen über ein 36-Monats-Fenster



Zinsstrukturbeziehungen

Die Geld- und Kapitalmarktzinsen weisen in beiden Ländern ein sehr ähnliches zyklisches Verlaufsmuster auf (siehe Abbildung 3). Ihre oberen und unteren Wendepunkte liegen zumeist recht eng beieinander, so daß man allgemein von „dem Zinsniveau“ oder „dem Zinszyklus“ sprechen kann.⁷ Über den gesamten Zeitraum gerechnet sind die kurzfristigen und langfristigen Zinsen in beiden Ländern entsprechend stark synchronisiert. Die Korrelation dieser Zinsänderungen ist jedoch für die USA wesentlich höher als für Deutschland

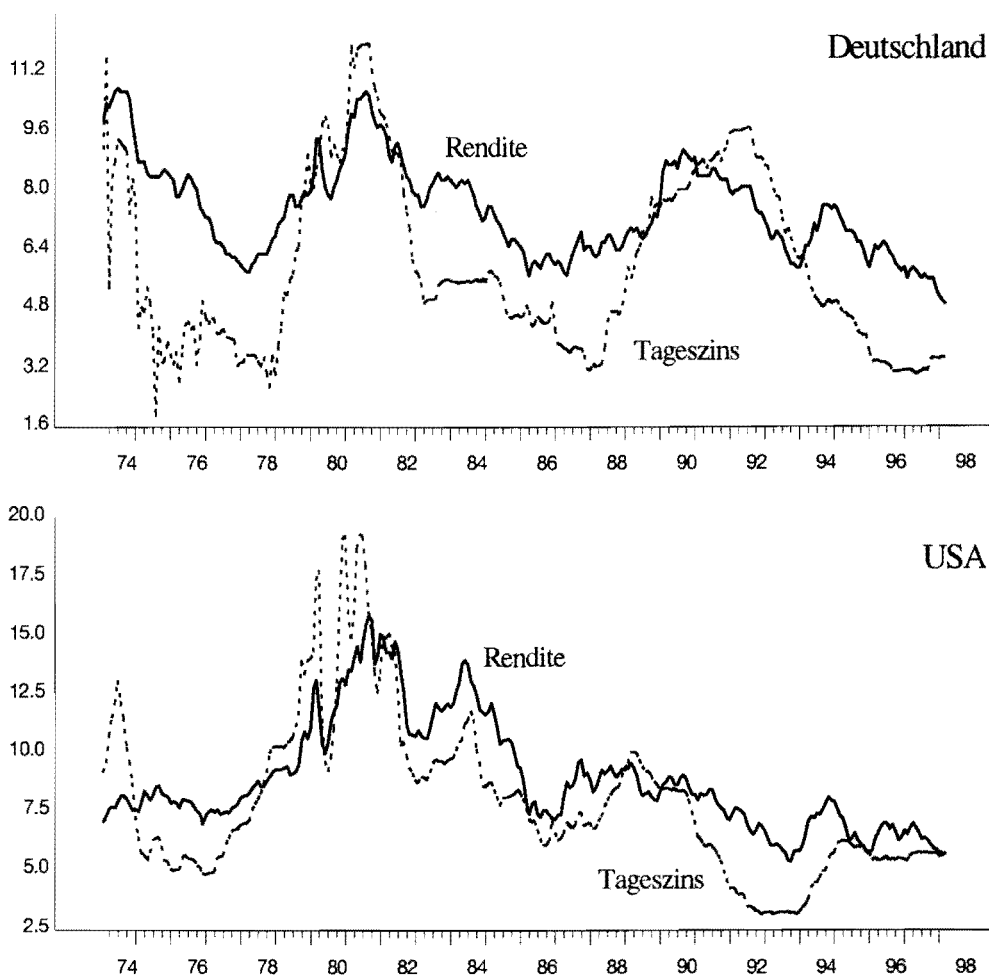
werden. Dabei zeigte sich, daß die Kovarianzen der Preisänderungen auf verschiedenen Märkten in Phasen hoher Volatilität um ein Mehrfaches höher sind als in den ruhigen Zeitabschnitten.

⁷ Vgl. Campbell/Shiller (1984), S. 44.

(0,38 gegenüber 0,21 bei den Tageszinsen und 0,63 gegenüber 0,46 bei den Dreimonats-
sätzen).⁸

Abbildung 3: Umlaufrendite und Tageszins in Deutschland bzw. den USA

Feb. 1974 bis März 1998



Des weiteren finden sich im Verhalten des deutschen und amerikanischen Spread folgende Regelmäßigkeiten, die traditionell als stilisierte Fakten der Zinsstruktur genannt werden:⁹

a) Im Normalfall verläuft die Zinsstrukturkurve steigend: Dieser Sachverhalt kommt in den positiven durchschnittlichen Spreads zum Ausdruck; inverse Zinsstrukturen sind verhältnismäßig selten und nur über kurze Zeiträume zu beobachten. Der deutsche Spread zwischen der Umlaufrendite und dem Tageszins beträgt über die letzten mehr als 20 Jahre

⁸ Die tendenzielle Gleichläufigkeit der kurz- und langfristigen Zinsen wird in der Literatur als „Paralleleffekt“ bezeichnet. Siehe hierzu Fuchs (1989), S. 9-15.

⁹ Vgl. Kath (1972), S. 32.

im Mittel rund 1,5 Prozentpunkte, der US-Spread 1,2 Prozentpunkte. b) Steigende Zinsstrukturkurven liegen im allgemeinen bei niedrigem und fallende Kurven bei hohem Zinsniveau vor. c) Der kurzfristige Zins schwankt stärker, steigt höher und fällt niedriger als der langfristige Zins. Änderungen im Spread werden insofern vor allem durch Bewegungen der Kurzfristzinsen verursacht.

3 Der internationale Zinsverbund: Merkmale und empirische Meßkonzepte

3.1 Dimensionen des internationalen Zinsverbunds

In dieser Arbeit werden drei Dimensionen des internationalen Zinszusammenhangs unterschieden, die dieses Phänomens hinreichend charakterisieren sollen: Konvergenz, Synchronisierung und Kausalität.¹⁰ Die Dimension der *Konvergenz* fragt danach, ob zwischen den Zinsen verschiedener Länder die Tendenz besteht, Niveauunterschiede im Laufe der *Zeit* vollständig oder zumindest teilweise auszugleichen. Der *Synchronisationsgrad* bestimmt, inwieweit die Zinsentwicklung im In- und Ausland durch gleichlaufende Bewegungen charakterisiert ist. Ein solcher Gleichlauf ist grundsätzlich bei beliebigen Zinsdifferenzen möglich und muß nicht notwendigerweise mit einem Konvergenzdruck einhergehen. Aussagen zur *Kausalität* betreffen die strukturelle Wirkungsrichtung im internationalen Zinsverbund, also ob eine einseitige oder eine wechselseitige Abhängigkeit hinter dem beobachtbaren Konvergenz- bzw. Synchronisationsgrad der Zinsentwicklung verschiedener Länder steht. Erst wenn solche Fragen der Verursachung beantwortet sind, kann der Zinsverbund im Sinne einer „Auslandsabhängigkeit“ interpretiert werden. Aus empirischer Sicht ist dieses Problem sicherlich am schwierigsten zu lösen, vor allem weil gerade bei Finanzmarktpreisen die Gefahr besteht, daß statistische Vorlaufeigenschaften nicht aus strukturellen Abhängigkeiten, sondern aus Erwartungseffekten resultieren.

3.2 Ein integrierter Ansatz zur empirischen Erfassung von Zinszusammenhängen

Diese drei Dimensionen werden in der Regel getrennt im Rahmen unterschiedlicher methodischer Ansätze analysiert. Der Synchronisationsgrad wird üblicherweise mit dem

¹⁰ Die Unterscheidung dieser Dimensionen macht natürlich für alle Arten von Zinszusammenhängen Sinn, so auch für die nationalen Zinsstrukturbeziehungen.

einfachen Korrelationskoeffizienten zwischen den Zinsänderungen gemessen (siehe Abbildung 2). Alternativ kann er auch mit dem Steigungsmaß einer Einfachregression zwischen den beiden Zinsänderungsreihen geschätzt werden, wobei allerdings angenommen werden muß, daß die als Regressor gewählte Variable für den anderen Zins exogen und somit kontemporär „kausal“ ist. Die verzögerten Kausalstrukturen werden in der Regel mit Granger-Kausalitätstests und somit über statistische Vorlaufeigenschaften bestimmt. Langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Zinsniveaus, die einen permanenten Konvergenzdruck erzeugen, lassen sich grundsätzlich bereits mit einfachen Kleinst-Quadrate-(KQ)-Regressionen konsistent schätzen. Aufgrund der beobachtbaren Zeitreiheneigenschaften der Zinsen müssen dabei allerdings einige Besonderheiten berücksichtigt werden, denn die verwendeten Zinsreihen erweisen sich häufig als nicht-stationäre Größen. Daß diese Tatsache jedoch nicht nur Schätzprobleme bereitet, sondern im vorliegenden Fall vielmehr den Boden für einen integrierten Testansatz bereitet, mit dem alle drei Dimensionen des internationalen Zinsverbunds untersucht werden können, soll nachfolgend zunächst im Rahmen eines Exkurses demonstriert werden. Die mit Kointegration vertrauten Leser können diesen Exkurs entweder überfliegen oder direkt zum letzten Unterabschnitt dieses Kapitels springen.

Exkurs: Nicht-stationäre Zinsen und Einführung in die Kointegrationsanalyse

Die Eignung von Korrelations- bzw. Regressionsanalysen hängt maßgeblich davon ab, ob sich die verwendeten Zeitreihen - hier deutsche und amerikanische Zinsen - sinnvoll durch einen stationären stochastischen Prozeß darstellen lassen. Stationäre Größen tendieren je nach Grad ihrer Persistenz dazu, früher oder später zu einem konstanten Mittelwert zurückzukehren, sie zeigen „mean reversion“.¹¹ Zufallsschocks können in diesem Fall das Zinsniveau nur temporär beeinflussen, und langfristige Zinsprognosen konvergieren stets zu dem unbedingten Mittelwert. Nimmt man dagegen an, die Zinsen seien nicht-stationär, sondern folgten einem stochastischen Trend, gibt es kein solches langfristiges Gleichgewicht. Zufallseinflüsse haben in diesem Fall permanente Änderungen des Zinsniveaus zur Folge.

¹¹ Es sei unterstellt, die Zufallsvariable x_t folge einem stationären AR(1)-Prozeß der Form: $x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + u_t$, mit u_t einer normalverteilten Zufallsvariable mit Mittelwert Null und konstanter Varianz, $\alpha \neq 0$ und $|\rho| < 1$. Der Autoregressionsparameter ρ mißt in diesem Fall die Persistenz bzw. die Trägheit des Prozesses. Der unbedingte Erwartungswert, also der langfristig zu erwartende

Random walk und Integrationsgrad einer Zeitreihe

Ein einfaches Beispiel für einen nicht-stationären Prozeß ist der Random walk ohne Drift: $x_t = x_{t-1} + u_t$,¹² wobei die latente oder Störvariable u_t alle Zufallsschocks einfängt und angenommen wird, daß sie unabhängig identisch (normal)verteilt mit Mittelwert Null und Varianz σ^2 ist ($u_t \sim \text{NIID}(0, \sigma^2)$).¹³ Die beste Prognose für einen solchen Prozeß ist stets die letzte Realisation. Deshalb ist das Mittelwertkonzept für solche Größen nicht wirklich anwendbar, und die (unbedingte) Prognosevarianz eines Random walk wächst proportional mit der Zeit und ist nicht konstant wie bei stationären (oder auch trend-stationären) Größen.¹⁴ Damit verstößt die Verwendung nicht-stationärer Variablen grundsätzlich gegen die Annahmen der klassischen Regressionsanalyse, es sei denn, sie werden zuvor über eine entsprechende Transformation stationarisiert. Im Falle des Random walk erreicht man dies durch erste Differenzenbildung: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. Der Integrationsgrad $I(n)$ gibt an, wie oft eine Variable differenziert werden muß, um sie zu stationarisieren. Ein von vornherein stationärer Prozeß ist demnach integriert vom Grade Null, also $I(0)$, und ein Random walk ist $I(1)$.¹⁵

Im Anhang 1 sind einige übliche Verfahren geschildert, mit denen der Integrationsgrad einer Zeitreihe empirisch bestimmt werden kann. Die Testresultate für die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Zinsreihen legen folgenden Schluß nahe: In Übereinstimmung mit den meisten anderen vergleichbaren Studien ist davon auszugehen, daß die Zinsdynamik wohl am besten durch einen $I(1)$ - oder „Unit-root“-Prozeß dargestellt werden kann, wenn auch nicht unbedingt als reiner Random walk. Die Ergebnisse sind jedoch nicht für alle Tests und alle Spezifikationen einheitlich, so daß nach statistischen Kriterien nicht eindeutig entscheidbar ist, ob die Zinsen nur beinahe integriert (near-integrated) und somit stationär oder echte $I(1)$ -Prozesse sind. Die ökonometrische Literatur rät in diesem Fall, near-integrated Variablen in den üblicherweise verfügbaren Zeiträumen durch Unit-root-

Gleichgewichtswert \bar{x} , ergibt sich durch Lösen dieser Differenzgleichung erster Ordnung als $\bar{x} = \alpha / (1 - \rho)$.

¹² Der Random walk ohne Drift unterscheidet sich also von obigem stationären $AR(1)$ -Prozeß durch die Parameterrestriktionen $\alpha = 0$ und $\rho = 1$.

¹³ Eine Störvariable mit den oben genannten Verteilungseigenschaften nennt man „weißes Rauschen (White noise)“.

¹⁴ Vgl. Enders (1995), S. 212.

¹⁵ Vgl. Harris (1995), S. 14-21.

Prozesse zu approximieren.¹⁶ Welche Stationaritätsannahmen zweckmäßiger sind, hängt letzten Endes von dem Zweck der jeweiligen Untersuchung und von der empirischen wie theoretischen Plausibilität der Ergebnisse ab.¹⁷

Da der Synchronisationsgrad anhand der ersten Zinsdifferenzen bestimmt wird, kann er mit dem Korrelationskoeffizienten oder im Rahmen einfacher KQ-Regressionen grundsätzlich konsistent und effizient geschätzt werden. Um jedoch Konvergenztendenzen zwischen Zinsen empirisch festzustellen, müssen die Zinsen in ihren nicht-stationären Niveaus zueinander in Beziehung gesetzt werden. Die damit verbundenen Probleme seien an einem Beispiel demonstriert. Angenommen, zwischen inländischem (R) und ausländischem Zins (R^*) besteht ein permanenter Druck zur vollständigen Konvergenz, so daß die beobachtbaren Zinsdifferenzen nur einem (möglicherweise autokorrelierten) Zufallsfehler v_t entsprechen: $R_t = R^*_t + v_t$. Kann diese langfristige Gleichgewichtsbeziehung nun über eine KQ-Regression $R_t = \beta_0 + \beta_1 R^*_t + v_t$ geschätzt werden, obwohl die Zinsen nicht-stationär sind? Und kann mit Hilfe der üblichen Teststatistiken überprüft werden, ob $\beta_0 = 0$ und $\beta_1 = 1$ ist? Diese Möglichkeit muß grundsätzlich verneint werden, da bei nicht-stationären Variablen zum einen die Gefahr von Scheinkorrelationen groß ist; zum anderen sind die t- und F-Teststatistiken nicht mehr standardverteilt.¹⁸

Weil die Regressionsgleichung eine Linearkombination zweier $I(1)$ -Variablen darstellt, sind auch die Residuen v_t in der Regel unzulässigerweise $I(1)$. Es kann allerdings ein Koeffizientenvektor $\beta = (1, -\beta_1, -\beta_0)$ existieren, bei dem die Residuen $v_t = 1R_t - \beta_1 R^*_t - \beta_0$ einen niedrigeren Integrationsgrad als R und R^* aufweisen, also hier nur noch $I(0)$ und somit stationär sind. In diesem Fall nennt man R und R^* kointegriert mit dem Kointegrationsvektor β . Trifft dies zu, kann die durch den Kointegrationsvektor definierte langfristige Gleichgewichtsbeziehung bereits mit einer einfachen Regression in den Zinsniveaus (super)konsistent geschätzt werden. Aus ökonomischer Sicht bedeutet dies, daß sich die Zinsen trotz ihres stochastischen Trends nicht beliebig weit voneinander entfernen können. Die langfristige Gleichgewichtsbeziehung bestimmt das relative Zinsniveau, zu dem die Zinsen tendenziell konvergieren, so daß die „Gleichgewichtsfehler“ v_t im Laufe der Zeit „korrigiert“ werden. Sind z. B. In- und Auslandszins kointegriert mit dem Kointegrations-

¹⁶ Siehe Banerjee et al. (1993), S. 95.

¹⁷ Vgl. Campbell/Perron (1991).

¹⁸ Vgl. Harris (1995), S. 19-22.

vektor $(1, -1, 0)$, so ist bereits das einfache Zinsdifferential stationär, und es schwankt um den Gleichgewichtswert Null. Sind die Kointegrationsparameter β_0 und/oder β_1 dagegen verschieden von Null bzw. Eins, konvergieren die Zinsen im Gleichgewicht nicht unbedingt vollständig.

Kointegration läßt nur temporäre Niveau-Ungleichgewichte zu, daher muß es einen Zusammenhang zwischen der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der kurzfristigen Zinsdynamik geben. Genau dies ist der Inhalt des Granger-Repräsentations-Theorems.¹⁹ Es besagt, daß wenn zwei oder mehr $I(1)$ -Variablen kointegriert sind, dann muß auch ein sog. „Fehlerkorrektur-Modell“ (Error-correction model, ECM) für diese Größen existieren, und umgekehrt generiert jedes gültige ECM kointegrierte $I(1)$ -Variablen. Es läßt sich durch Umformung für jede beliebige (lineare) Modellform ableiten. Aus Gründen der Vereinfachung sei angenommen, daß der Auslandszins (schwach) exogen ist, so daß die Anpassungslast allein auf den endogenen Inlandszins fällt. Ein allgemeineres dynamisches Modell, das aufgrund der Aufnahme verzögerter Regressoren gewisse Trägheiten in der Zinsentwicklung zuläßt, lautet z. B.:

$$R_t = \alpha_0 + \gamma_0 R_t^* + \gamma_1 R_{t-1}^* + \alpha_1 R_{t-1} + u_t, \quad (3.1)$$

mit u_t weißes Rauschen.²⁰ Die Lösung dieser stochastischen Differenzgleichung ergibt die langfristige Gleichgewichtsbeziehung $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_t^*$ mit $\beta_1 = (\gamma_0 + \gamma_1)/(1 - \alpha_1)$, $\beta_0 = \alpha_0/(1 - \alpha_1)$ und $\alpha_1 < 1$. Gleichung (3.1) läßt sich damit umformen zu:

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \gamma_0 \Delta R_t^* + (\gamma_0 + \gamma_1) R_{t-1}^* - (1 - \alpha_1) R_{t-1} + u_t \quad \text{bzw.} \quad (3.2)$$

$$\Delta R_t = \gamma_0 \Delta R_t^* - (1 - \alpha_1) [R_{t-1} - \beta_1 R_{t-1}^* - \beta_0] + u_t. \quad (3.3)$$

Diese letzte Form macht deutlich, warum sie Fehlerkorrektur-Modell genannt wird. Kommt es in $t-1$ zu einem positiven Ungleichgewicht, weil etwa der Auslandszins gesunken ist (dann ist $R_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 R_{t-1}^* \equiv \text{ecm}_{t-1} > 0$), dann geht hiervon ceteris paribus ein zinsenkender Einfluß im Inland aus, der in seinem Ausmaß durch die absolute Höhe des Gleichgewichtsfehlers ecm_{t-1} und des (negativen) „Ladungskoeffizienten“ $(1 - \alpha_1)$

¹⁹ Siehe Engle/Granger (1987).

bestimmt ist. Der Ladungskoeffizient ist also maßgeblich für die Anpassungsgeschwindigkeit, mit der Ungleichgewichte hier durch Bewegungen des Inlandszinses korrigiert werden. Als Regressionsmodell enthält das ECM nur noch stationäre Größen, so daß grundsätzlich standardmäßige Schätz- und Testverfahren angewendet werden können.²¹ Ferner ist erkennbar, daß eine unverzerrte Schätzung des „wahren“ Synchronisationsgrades zwischen In- und Auslandszins - der Koeffizient γ_0 - nur mit dem Fehlerkorrektur-Modell gelingt, wenn die betroffenen Zinsen tatsächlich kointegriert sind.

Hat man keine a priori-Information darüber, welcher Zins tatsächlich exogen ist, müssen beide Zinsen grundsätzlich als endogene Variablen behandelt werden. Dementsprechend muß für beide Zinsen eine Bestimmungsgleichung in Form eines Fehlerkorrektur-Modells existieren. Beide Gleichungen bilden ein System, das die wechselseitigen Zusammenhänge erfaßt:

$$\begin{aligned} \Delta R_t &= \gamma_{11} \Delta R_{t-1} + \gamma_{12} \Delta R_{t-1}^* - \alpha_1 [R_{t-1} - \beta_1 R_{t-1}^* - \beta_0] + u_{1t} \\ \Delta R_t^* &= \gamma_{21} \Delta R_{t-1} + \gamma_{22} \Delta R_{t-1}^* + \alpha_2 [R_{t-1} - \beta_1 R_{t-1}^* - \beta_0] + u_{2t} \end{aligned} \quad (3.4)$$

Im Vergleich zu Gleichung (3.1) und (3.3) wurde eine weitere Verzögerung (Lag) in der allgemeinen Form zugelassen, so daß die verzögerten Endogenen in jeder Gleichung als Regressoren auftreten, und die Ladungskoeffizienten werden in Einklang mit der späteren Darstellung nur noch durch das Symbol α bezeichnet. Das Modell (3.4) ist die Fehlerkorrektur-Darstellung eines bivariaten oder zweidimensionalen vektor-autoregressiven Systems (VAR) und wird daher auch „VECM“ genannt (die verallgemeinerten Modellformen in Matrixschreibweise werden in Kapitel 5 beschrieben). Die Gleichgewichtsfehler tauchen in beiden Gleichungen als Regressoren auf, wobei sich die Ladungen in ihrem absoluten Wert und in ihrem Vorzeichen unterscheiden können. Bezogen auf den internationalen Zinsverbund wird im nächsten Kapitel gezeigt, daß die Ladungen für den Inlandszins und den Auslandszins tatsächlich unterschiedliche Vorzeichen aufweisen müssen - wie in Beispiel (3.4) unterstellt -, wenn sich beide Zinsen an Ungleichgewichte anpassen. Die Existenz einer Kointegrationsbeziehung setzt aber lediglich voraus, daß zumindest einer der Ladungskoeffizienten statistisch signifikant ist.

²⁰ Aufgrund ihrer unabhängigen Verteilung dürfen die Residuen in diesem Fall auch nicht autokorreliert sein, anders als die v_t oben.

Integrierte Analyse der Dimensionen des internationalen Zinsverbunds im VECM

Wie oben bereits angedeutet, bietet die geschätzte VECM-Darstellung des dynamischen Modells einen einheitlichen Analyserahmen für die drei Dimensionen des internationalen Zinsverbunds. Dazu ist ein schrittweises Vorgehen nötig, dem der Aufbau des empirischen Kapitels 5 folgt.

Zunächst ist mit Hilfe eines spezifischen Tests zu bestimmen, ob Inlands- und Auslandszins kointegrieren und damit in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander stehen. Diese Beziehung gibt Auskunft über das relative *Konvergenzniveau*. Da in der allgemeinen Modellform (4.3) keine Exogenitätsannahmen getroffen werden, taucht in keiner Gleichung die jeweils andere Variable unverzögert oder „kontemporär“ auf. Diese kontemporären Beziehungen, die ja zur Messung des *Synchronisationsgrades* herangezogen werden, können allerdings aus den Korrelationen der Residuen u_{1t} und u_{2t} herausgefiltert werden (wie dies geschieht, wird in Anhang 2 im Rahmen der Impuls-Antwort-Analyse beschrieben). Schließlich ist Exogenität in diesem Modellrahmen eine testbare Hypothese und gibt Aufschluß über statistische Kausalitäten im internationalen Zinsverbund. Ist z. B. die Ladung in der Gleichung für den Auslandszins nicht signifikant von Null verschieden, bezeichnet man ihn als „schwach exogen“ in Bezug auf die geschätzte Langfristbeziehung. Wenn in dieser Gleichung darüber hinaus auch alle verzögerten Werte des Inlandszinses insignifikant sind (nicht Granger-kausal), ist der Auslandszins in dieser bivariaten Beziehung sogar streng exogen. Die statistischen Kausalitätsbeziehungen können jedoch - wie in Abschnitt 4.3 erklärt wird - im vorliegenden Kontext nur bedingt im Sinne struktureller Wirkungsrichtungen interpretiert werden.

Diese getrennten Informationen über den internationalen Zinszusammenhang können ferner über die Impuls-Antwort-Folgen zusammengefaßt und somit verdichtet werden (siehe Anhang 2). Als dynamische Multiplikatoren zeigen sie den gesamten Wirkungsverlauf z. B. eines Auslandszinsimpulses auf den heimischen Kapitalmarkt zins. In diesem Wirkungsmuster spiegeln sich demzufolge sowohl eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung, ein tendenzieller Gleichlauf als auch statistische Kausalität wider. Der allgemeine Charakter eines VECM ermöglicht es auch, wirklich unabhängige Auslandsimpulse zu

²¹ Neben den ersten Zinsdifferenzen ist bei kointegrierten Zinsen ja auch der verzögerte Gleichgewichtsfehler stationär.

isolieren, indem weitere endogene oder exogene Variablen aufgenommen werden. Auf diese Art lassen sich Einflüsse von Drittvariablen kontrollieren.

3.3 Selektiver Literaturüberblick zum deutsch-amerikanischen Zinsverbund

In den einzelnen Literaturstellen zum internationalen Zinsverbund werden zumeist nur eine oder zwei seiner Dimensionen angesprochen. Daher bietet die Unterscheidung der Dimensionen auch eine Möglichkeit, die existierenden Studien zweckmäßig zu klassifizieren. Um die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit in den Kontext anderer, vom Gegenstand und der Methode her vergleichbarer Studien zu stellen, sei mit diesem Abschnitt ein selektiver Literaturüberblick zum deutsch-amerikanischen Verbund zwischen den langfristigen Zinsen vorangestellt.

In der jüngeren Zeit dominieren Kointegrationsstudien, die sich jedoch in vielen Fällen auf die engere Kointegrationsanalyse (Tests auf langfristige Gleichgewichtsbeziehungen und schwache Exogenität) beschränken. Dabei konnte in keiner der mir zur Verfügung stehenden Arbeiten von Hansen (1996), Christiansen/Pigott (1997), Dankenbring (1997) und Nautz/Wolters (1998) eine Kointegrationsbeziehung zwischen deutschen und amerikanischen Anleiherenditen gefunden werden, zumindest sofern längere Zeiträume - die von den 70er Jahren oder von Anfang der 80er Jahre bis in die 90er Jahre reichen - zugrundegelegt werden. Nur für den sehr kurzen Zeitraum von 1990 bis 1996 finden Dankenbring (1997) und eine von Christiansen/Pigott (1997) zitierte Studie für Monatsdaten eine solche „langfristige“ Gleichgewichtsrelation. Ähnliche Ergebnisse werden erzielt, wenn statt der langfristigen Zinssätze Geldmarktzinsen verwendet werden. In den meisten dieser Arbeiten steht der Zinsverbund zwischen Deutschland und den USA allerdings nicht im Mittelpunkt der Betrachtung. Die US-Zinsen werden lediglich dazu benutzt, die vermeintlich durch Dominanz Deutschlands gekennzeichneten Zinsbeziehungen innerhalb des ehemaligen EWS um Außeneinflüsse zu bereinigen. Katsimbris/Miller (1993) und Kirchgässner/Wolters (1991, 1993) finden z. B. nur für die 80er Jahre Kointegration zwischen den deutschen und US-amerikanischen Dreimonatszinsen. Für längere Zeiträume, die die 70er oder gar die 60er Jahre einschließen, muß Kointegration dagegen abgelehnt werden.²²

²² Die genauen Zeiträume sind April 1979 bis Nov. 1988 (Katsimbris/Miller) bzw. Jan. 1980 bis Dez. 1988 (Kirchgässner/Wolters). Weitere Untersuchungen zur „German Dominance Hypothesis“, die Kointegrationsbeziehungen mit US-Zinsen zulassen, sind Henry/Weidmann (1995) und

Werden allerdings Zinsen von vielen Ländern simultan untersucht, findet man leichter signifikante Kointegrationsbeziehungen. Diese sind dann allerdings häufig nicht reduzierbare Linearkombinationen zwischen allen oder zumindest vielen dieser Zinsen (bei Arshanapalli/Doukas (1994) zwischen den Geldmarktsätzen aus sieben Ländern), die bisher noch nicht theoretisch überzeugend interpretiert werden können.²³

Viele der Arbeiten zum internationalen Zinsverbund stoppen nach der Bestimmung des Kointegrationsrangs, den Tests auf schwache Exogenität und ggf. der Granger-Kausalitätsanalyse, ohne den Zinsverbund näher quantitativ zu bestimmen. Eine der Ausnahmen ist Hansen (1996), der den Einfluß der US-Zinsen über die Berechnung des gemeinsamen stochastischen Trends abschätzt. In der als Diskussionspapier erschienenen Version hat Hansen zudem auch die Impuls-Antwort-Folgen für sein VECM ermittelt, denen er jedoch nur wenig Aufmerksamkeit schenkt. Daß solche weiteren Schritte notwendig sind, um aussagekräftige Urteile über „interest rate linkages“ fällen zu können, soll gerade mit der vorliegenden Arbeit demonstriert werden. Aus dem Fehlen einer signifikanten Kointegrationsbeziehung zwischen In- und Auslandszinsen kann nämlich ohne weiteres nicht auf einen schwachen Integrationsgrad zwischen den betreffenden Kapitalmärkten geschlossen werden. Die Abwesenheit einer solchen langfristigen Konvergenzbeziehung kann vielmehr von einer starken Synchronisation der Zinsbewegungen in beiden Ländern begleitet sein, die wiederum Ausdruck eines sehr engen Zinsverbunds ist.

Ein starker Gleichlauf kennzeichnet gerade das Verhältnis zwischen den langfristigen Zinsen Deutschlands und der USA, zumindest für den Zeitraum ab Anfang der 80er Jahre. Dieses Ergebnis wird in einer Reihe von Studien bestätigt, die entweder - wie in Abbildung 2 - mit einfachen Korrelationskoeffizienten oder mit Regressionsansätzen arbeiten (Kasman/Pigott (1988), Frankel (1989), Friedmann/Herrmann (1989), Deutsche Bundesbank (1997), Christiansen/Pigott (1997)). In der Regel wird diese enge kontemporäre Beziehungen als Auslandsabhängigkeit des deutschen Rentenmarktes interpretiert.²⁴

Diese Interpretation wird auch durch Arbeiten gestützt, die mit Hilfe von Granger-Kausalitätstests die wechselseitigen zeitlichen Vorlaufeigenschaften zwischen den deutschen und

Thornton/García-Herrero (1997), die jedoch keine Kointegration zwischen deutschen und amerikanischen Geldmarktzinsen feststellen können.

²³ Siehe auch Siklos/Wohar (1997).

²⁴ Diese „instantaneous causality“ ist allerdings statistisch nicht identifizierbar. Vor allem Tests auf schwache Exogenität im VECM können jedoch dazu benutzt werden, eine plausible Richtung der kontemporären Kausalität zu bestimmen. Siehe Kirchgässner/Wolters (1995), S. 3.

den US-Zinsen untersuchen. Kirchgässner/Wolters (1987) finden z. B. eine einseitige Granger-Kausalität der langfristigen US-Zinsen für die Kapitalmarktzinsen in Deutschland, die allerdings nur für die Periode von 1979 bis 1984, nicht aber für den Zeitraum von 1974 bis 1978 gilt. Diese einseitige Granger-Kausalitätsbeziehung zeigt sich auch bei Christiansen/Pigott (1997), die tägliche Zinsänderungen der jeweiligen zehnjährigen Umlaufrenditen über den Zeitraum von 1983 bis 1996 untersuchen. Ähnliche Ergebnisse stellen sich erneut ein, wenn statt der Kapitalmarktzinsen Geldmarktsätze verwendet werden, obwohl auch wechselseitige - oder für die 70er Jahre auch gar keine - Kausalitätsbeziehungen gefunden werden.²⁵

4 Theoretischer Bezugsrahmen

Um die statistischen Zinszusammenhänge ökonomisch interpretieren zu können, benötigt man eine theoretische Vorstellung von den zugrunde liegenden wirtschaftlichen Verhaltensgesetzen. Erst durch solche Theorien kann etwa erklärt werden, warum sich in- und ausländische Zinsen in der Regel gleichgerichtet, aber nicht immer im gleichen Ausmaß bewegen, oder warum die Zinsstruktur einmal positiv und einmal negativ geneigt ist. In der makroökonomischen und auch makroökonomischen Modellierung ist es Standard, die internationalen und nationalen Zinszusammenhänge durch die ungedeckte Zinsparität bzw. die Erwartungstheorie der Zinsstruktur in reiner oder modifizierter Form herzustellen. Diese beiden Theoriestücke scheinen für den empirischen Testansatz, den die vorliegende Arbeit wählt, zumindest auf den ersten Blick sogar ganz besonders geeignet.

4.1 Ungedeckte Zinsparität

Die ungedeckte Zinsparität (Uncovered interest parity, UIP) ergibt sich aus einem arbitrageähnlichen Ertragskalkül internationaler, risikoneutraler Investoren. Sie werden ihre Portfolios solange umschichten, bis die erwarteten Erträge aus einer Inlands- und einer Auslandsanlage in bis auf die Denominationswährung homogenen Finanztiteln übereinstimmen. Die Gleichgewichtsbedingung für eine alternative Anlage in ein einperiodiges Geldmarktpapier in Deutschland oder in den USA lautet:

²⁵ Siehe neben der jüngeren Literatur zur „German Dominance Hypothesis“ auch ältere Arbeiten wie Kirchgässner/Wolters (1985 und 1987).

$$r_t^D = r_t^{US} + (E_t e_{t+1} - e_t), \quad (4.1)$$

mit r_t = logarithmischer Geldmarktzins in % pro Periode²⁶; $E_t e_{t+1} = E[e_{t+1} | \Omega_t]$ = bedingte mathematische Erwartung des (logarithmierten) Wechselkurses für den Zeitpunkt $t+1$ unter einem gegebenen, zum Zeitpunkt t vorhandenen Informationsstand Ω . Bei unterstellter Risikoneutralität und fehlenden Kapitalverkehrsbeschränkungen sind die jeweiligen Aktiva für die Anleger vollkommene Substitute; nur die Ertragserwartung zählt. Für risikoaverse Marktakteure sind in- und ausländische Titel jedoch keine perfekten Substitute, und die ungedeckte Zinsparität muß um eine erwartete bzw. geforderte Risikoprämie $E_t \phi_t^{(1)}$ ergänzt werden, die für das eingegangene Wechselkursänderungsrisiko entschädigt:

$$r_t^D = r_t^{US} + E_t \Delta e_{t+1} + E_t \phi_t^{(1)}, \quad (4.2)$$

Bei unvollkommener Kapitalmobilität (z.B. durch institutionelle Hemmnisse oder Informationskosten) kann es kurzfristig, nicht jedoch dauerhaft zu Abweichungen von dieser Gleichgewichtsbedingung kommen.²⁷ Für langfristige Wertpapiere, die über die gesamte (Rest-) Laufzeit ebenfalls sichere nominale Ertragsraten abwerfen, kann demnach auch eine UIP formuliert werden, wobei aus Gründen einer vereinfachten Darstellung eine n-periodige Null-Kupon-Anleihe unterstellt wird:²⁸

$$R_t^D = R_t^{US} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_t \Delta e_{t+i} + E_t \phi_t^{(n)}, \quad (4.3)$$

²⁶ Der logarithmische (continuously compounded) Zins ergibt sich z. B. für Dreimonatszinsen aus der Transformation: $r_t = \ln(1 + Z_t/400)$, wobei Z_t der einfache Zins in % p.a. ist. Benutzt man die einfachen Zinsen zur Darstellung der UIP oder auch der Erwartungstheorie der Zinsstruktur, gelten die hier dargestellten linearen Beziehungen nur approximativ. Die logarithmischen Zinsen sind stets ein wenig niedriger als die einfachen Zinsen. Im Falle der zehnjährigen Umlaufrendite beträgt der Unterschied über den Untersuchungszeitraum gerechnet im Mittel rund 27 Basispunkte. Neben anderen Vorteilen verstoßen logarithmische Ertragsraten auch nicht gegen das Prinzip der „beschränkten Haftung“; der maximale Verlust aus einem Investment ist auf die Höhe des eingesetzten Kapitals beschränkt (vgl. Campbell/Lo/MacKinlay, 1997, S. 11 und 16 f.). In der empirischen Analyse werden jedoch die einfachen Zinsen verwendet, da keine qualitativen Ergebnisunterschiede zu den logarithmischen Raten auftreten.

²⁷ Vgl. Gärtner (1993), S. 12.

²⁸ Vgl. Bisignano (1983), S. 11. Sämtliche abgeleitete Implikationen der UIP und der Erwartungstheorie der Zinsstruktur gelten äquivalent für Umlaufrenditen von festverzinslichen Kuponanleihen. Die entsprechenden Gleichungen müssen dazu lediglich unter Nutzung des Konzepts der Duration modifiziert werden. Vgl. hierzu Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 208, und Cuthbertson (1996), S. 229 f.

mit R_t = (logarithmischer) Zins oder Umlaufrendite für eine Null-Kupon-Anleihe mit n Perioden Restlaufzeit und $\phi_t^{(n)}$ = Risikoprämie. Die einperiodige UIP in reiner (4.1) oder modifizierter Form (4.2) sollte dann natürlich auch für den erwarteten Ertrag aus dem einperiodigen Halten des langfristigen Wertpapiers ($E_t h_{t+1}$) gelten:

$$E_t h_{t+1}^D = E_t h_{t+1}^{US} + E_t \Delta e_{t+1} + E_t \rho_t^{(1)}. \quad (4.4)$$

In allen drei Fällen (4.2) bis (4.4) entspricht somit die Differenz zwischen den in der jeweiligen Landeswährung gerechneten nominalen Finanzerträgen genau der erwarteten Wechselkursänderung und einer Währungsrisikoprämie. Nach der UIP sind also diese beiden - allerdings unbeobachtbaren - Faktoren dafür verantwortlich, wenn die Zinsentwicklung in Ländern mit offenen Finanzmärkten divergiert.

4.2 Erwartungstheorie der Zinsstruktur

Die Erwartungstheorie der Zinsstruktur (Expectations hypothesis of the term structure, EHTS) stellt eine Arbitragebeziehung zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen in einer Währung her. Werden z. B. risikoneutrale Anleger unterstellt, muß im Arbitragegleichgewicht der Ertrag aus einer langfristigen Anlage dem erwarteten Ertrag aus einer revolvingen kurzfristigen Anlage entsprechen. Für die Ableitung ihrer allgemeinsten Form gehen wir von der Annahme aus, daß ein Investor für das einperiodige Halten der n -periodigen Null-Kupon-Anleihe gegenüber dem einperiodigen Zins einen erwarteten Überschußertrag in Höhe der Terminprämie $T_t^{(n)}$ fordert:

$$E_t h_{t+1} = nR_t^{(n)} - (n-1)E_t R_{t+1}^{(n-1)} = r_t + T_t^{(n)}. \quad (4.5)$$

Diese Beziehung kann unter Anwendung des Gesetzes iterativer Erwartungsbildung und durch Vorwärtssubstitution überführt werden in die bekannte Zinsstrukturbeziehung:²⁹

$$R_t^{(n)} = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} + \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t T_{t+i}^{(n-i)} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} + E_t \theta_{t+i}^{(n)}. \quad (4.6)$$

Die „rollierende“ Risikoprämie $E_t \theta_t^{(n)}$ ist das arithmetische Mittel aller Terminprämien, die der Anleger über die gesamte Laufzeit der Anleihe dem jeweils erwarteten Kurzfristzins

aufschlägt. Alle gängigen Versionen der EHTS lassen sich als Spezialfall von (4.6) darstellen, wobei sie sich in den Annahmen über die Gestalt der Terminprämie unterscheiden. Die allgemeine EHTS nimmt eine für alle Restlaufzeiten identische und konstante Risikoprämie an, in der „reinen Form“ sind diese Null. Nach der Liquiditätspräferenztheorie steigt die Terminprämie mit der Restlaufzeit der Anleihe an.³⁰

4.3 Implikationen für die Kointegrationsanalyse

Damit die Gleichungen (4.2), (4.3) und (4.6), die den theoretischen Bezugsrahmen für das vektor-autoregressive Modell des nächsten Kapitels bilden, überhaupt für eine empirische Analyse nutzbar sind, müssen die unbeobachtbaren Erwartungsgrößen operationalisiert werden. Die Hypothese rationaler Erwartungen (RE) unterstellt, daß die Marktakteure alle zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung verfügbaren Informationen zur Prognose z. B. des Zinses r_{t+1} effizient nutzen. Die Erwartungsfehler $\epsilon_{t+1} = r_{t+1} - E_t r_{t+1}$ dürfen in diesem Fall nur auf zwischenzeitlich eintretende „News“ zurückgehen; sie müssen dazu insbesondere einen Erwartungswert von Null aufweisen und mit der Informationsmenge Ω_t unkorreliert (orthogonal) sein. Unter der Hypothese RE können die Wechselkurs- und Zinserwartungen in den obigen drei Gleichungen durch ihre ex post-Werte abzüglich der jeweiligen stochastischen Erwartungsfehler ersetzt werden. Für die Risikoprämien sei vereinfachend angenommen, daß sie konstant sind, obwohl bereits die Annahme stationärer Risikoprämien ausreicht.

Ungedeckte Zinsparität

Zinsen und Wechselkurs sind nach den Integrationstests nicht-stationäre I(1)-Variablen. Die ersten Differenzen des D-Mark/US-Dollar-Wechselkurses - und somit auch die Wechselkursänderungserwartungen über beliebig lange Horizonte - sind dementsprechend stationär. Unter der Annahme RE und konstanter Risikoprämien enthalten dann die Gleichungen (4.2) und (4.3) außer den In- und Auslandszinsen keine weiteren I(1)-Größen. Unter diesen Bedingungen bilden bereits die einfachen Zinsdifferentiale die theoretischen Kointegrationsbeziehungen für die kurz- und langfristige UIP. Einschließlich der

²⁹ Siehe Domanski/Kremer (1998), S. 26 f.

³⁰ Legt man ex post-Maße zugrunde, nimmt die Terminprämie am deutschen Rentenmarkt tatsächlich mit längerer Restlaufzeit zu. Siehe Cuthbertson (1996), S. 236 und Domanski/Kremer (1998), S. 36. Zu den verschiedenen Zinsstrukturtheorien vgl. Cuthbertson (1996), S. 218-221.

Konstanten lauten die Kointegrationsvektoren demnach $(1, -1, -\phi^{(1)})$ und $(1, -1, -\phi^{(n)})$. In dieser allgemeinen Form läßt sich die genaue Höhe der Konstanten, die als langfristiger Mittelwert einer stationären Risikoprämie interpretiert werden kann, theoretisch jedoch nicht bestimmen und liefert daher keine testbaren Restriktion für die modifizierte UIP.

Eine konsistente Schätzung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen in- und ausländischen Zinsniveaus ist in diesem Fall auch ohne die Wechselkursänderungserwartungen möglich, da sie zumindest asymptotisch nicht mit den Zinsniveaus korrelieren können. Die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse können allerdings verzerrt sein, wenn innerhalb relativ kurzer Stützperioden seltene Wechsel im längerfristigen Wechselkurstrend und/oder im Vorzeichen der Risikoprämie auftreten.³¹

Aus der UIP können nicht nur Aussagen über die theoretischen Kointegrationsbeziehungen β getroffen werden, sondern auch über entsprechende Vorzeichen der Ladungskoeffizienten. Gleichung (4.2) sagt bei RE lediglich aus, daß das kurzfristige Zinsdifferential zwischen Deutschland und den USA positiv mit den künftigen Wechselkursänderungen korreliert sein sollte.³² Gleiches gilt für das langfristige Zinsdifferential (4.3), das nach einer Umformung aber noch weitere Aufschlüsse liefern kann. Der logarithmische Halteperiodenertrag für eine Null-Kupon-Anlage ist definiert als:

$$h_{t+1} = nR_t^{(n)} - (n-1)R_{t+1}^{(n-1)}, \text{ bzw.} \quad (4.7)$$

$$h_{t+1} = R_t^{(n)} - (n-1)\left[R_{t+1}^{(n-1)} - R_t^{(n)}\right] \approx R_t^{(n)} - (n-1)\Delta R_{t+1}^{(n)}, \quad (4.8)$$

wobei bei der Rendite $R_t^{(n)}$ der Länderindex durch den Index der Restlaufzeit ersetzt ist.³³ Setzt man nun (4.8) in (4.4) ein, erhält man einen etwas anderen „Informationsgehalt“ des internationalen Renditedifferentials:

$$R_t^D - R_t^{US} = E_t \Delta e_{t+1} + E_t \rho_t^{(1)} + (n-1)\left[E_t \Delta R_{t+1}^{US} - E_t \Delta R_{t+1}^D\right], \quad (4.9)$$

³¹ Dieser Punkt wird von Caporale/Kalyvitis/Pittis (1996) so stark hervorgehoben, daß sie sogar die Relevanz von Kointegrationsanalysen zur Erfassung von Zinskonvergenzen bezweifeln.

³² Isolierte Schätzungen dieses Zusammenhangs ergeben allerdings für Geldmarktsätze zumeist ein negatives Vorzeichen. Da sich Zinsdifferential und Swapsatz bei Geltung der gedeckten Zinsparität entsprechen, ist dies genau das Resultat, daß als „Forward discount bias“ bezeichnet wird.

³³ Siehe Domanski/Kremer (1998), S. 26.

Danach spiegelt das internationale Renditedifferential nicht nur (einperiodige) Wechselkurserwartungen und eine Risikoprämie wider, sondern auch Unterschiede in der erwarteten Renditenentwicklung. Unter RE sollte es für die deutschen Renditenänderungen eine negative Ladung und für die US-amerikanische Renditenänderungen einen positiven Ladungskoeffizienten besitzen.³⁴

Erwartungstheorie der Zinsstruktur

Campbell/Shiller (1987) haben zuerst gezeigt, daß die REHTS Kointegration zwischen kurzfristigen und langfristigen Zinsen impliziert. Der Spread bildet dabei die stationäre Kointegrationsbeziehung, wie durch eine geeignete Transformation der Gleichung (4.9) deutlich wird:³⁵

$$\sum_{i=1}^{n-1} (1 - i/n) E_t \Delta r_{t+i} = R_t^{(n)} - r_t - \theta. \quad (4.10)$$

Auf der rechten Gleichungsseite steht der um die konstante Risikoprämie (die auch als Gleichgewichtswert einer stationären, zeitvariablen Risikoprämie interpretierbar ist) erweiterte Spread. Auf der linken Seite steht eine gewichtete Summe erwarteter Änderungen der Geldmarktzinsen. Weil die ersten Zinsdifferenzen stationär sind, müssen $R_t^{(n)}$ und r_t kointegrieren mit dem Kointegrationsvektor $\beta = (1, -1, -\phi)$, damit auf der linken Seite tatsächlich ein stationärer Prozeß (die erwarteten Zinsänderungen) isoliert werden kann. Die Konstante im Kointegrationsvektor definiert den gleichgewichtigen, für den Ruhezustand der Zinsen geltenden „Normalspread“.

Bei Gültigkeit der REHTS stellt der um die Risikoprämie bereinigte Spread eine optimale Prognose der Änderungen des Kurzfristzinsen dar und sollte einen signifikant positiven Ladungskoeffizienten in der ECM-Gleichung für den Geldmarktzins besitzen. Mit Hilfe der Gleichungen (4.5) und (4.8) kann auch der Ladungskoeffizient der kointegrierenden Spreadbeziehung in der dynamischen Gleichung für den Langfristzins abgeleitet werden. Unter der Annahme RE ergibt sich:

³⁴ Die „richtige“ Konstante für die Kointegrationsbeziehung der Langfristzinsen kann durch Subtraktion von $\phi(n)$ auf beiden Seiten der Gleichung (4.9) einbezogen werden. Da sie für die Bestimmung der Ladungsvorzeichen irrelevant ist, wurde sie oben vernachlässigt.

³⁵ Siehe Hardouvelis (1994), S. 274.

$$\Delta R_{t+1}^{(n)} = (1/(n-1)) \left[R_t^{(n)} - r_t - \theta \right] + \varepsilon_{t+1}. \quad (4.11)$$

Hiernach sollte ein Anstieg des Spread über die langfristige Risikoprämie hinaus auch mit einem Zinsanstieg am Kapitalmarkt einhergehen; der Ladungskoeffizient muß bei Gültigkeit der REHTS demnach positiv sein und bei zehnjährigen Anleihen auf Basis von Quartalsdaten ungefähr 0,026 betragen.

Zusammenhang zwischen UIP und EHTS

Nach dem Granger-Repräsentationstheorem implizieren die mit der UIP und der EHTS theoretisch abgeleiteten Kointegrationsbeziehungen, daß ein entsprechendes VECM existieren muß, über das eine interdependente dynamische Beziehung zwischen den heimischen und ausländischen Zinsen am Geld- und Kapitalmarkt hergestellt werden kann. Wenn die verbundenen Hypothesen RE, UIP und EHTS gültig sind, ist es sogar so, daß außer den Zinssätzen (und gegebenenfalls der Wechselkursänderung) im Grunde genommen keine weiteren erklärenden Variablen notwendig sind. Die nationalen und internationalen Zinsdifferenzen, die die Kointegrationsbeziehungen bilden, stellen bereits eine Abbildung der gesamten Informationsmenge dar, die die Marktteilnehmer zur Erwartungsbildung nutzen³⁶; insofern sollten diese Spreads tatsächlich alle prognostizierbaren Zinskomponenten enthalten und alleine geeignet sein, die Zinsdynamik den „wahren“ interdependenten Strukturzusammenhängen entsprechend anzutreiben. Eine angemessene empirische Modellierung sollte dementsprechen bereits mit einem recht „kleinen“ VAR bzw. VECM, das lediglich die vier angesprochenen Zinssätze enthält, möglich sein.

Bleibt zu fragen, wieviele Kointegrationsbeziehungen im System der vier Zinssätze zu erwarten sind. Die EHTS und die UIP bilden bereits vier Kointegrationsbeziehungen. Die simultane Geltung der EHTS und der UIP begründet jedoch auch Kointegration zwischen dem deutschen Kurzfristzins und dem US-Kapitalmarktzins und umgekehrt.³⁷ Tatsächlich

³⁶ Campbell/Shiller (1987), S. 1064.

³⁷ Eine direkte Arbitragebeziehung zwischen den Geldmarktzinsen in einem Land und den Kapitalmarktzinsen in einem anderen wird in der Literatur häufig negiert, obwohl sie nach der Theorie aus Kreuzarbitragemöglichkeiten resultieren sollte. So schreiben Gardner/Perraudin (1993): „It is reasonable to suppose that investors arbitrage along yield curves in each country or between similar-maturity bonds in different currencies“ (S. 438). Bisignano nimmt ebenfalls an, daß sich diese Verbindung nicht aus einer direkten Arbitragebeziehung, sondern indirekt über die Wechselkurs- und Politikererwartungen ergibt. Erhöhen z. B. die USA ihre Notenbankzinsen, so hängt die Reaktion des deutschen Kapitalmarktzinses davon ab, wie die privaten Akteure die langfristigen Wechselkursvorstellungen der Bundesbank einschätzen. Erwarten sie, daß die Bundesbank längerfristig keine Abwertung der D-Mark hinnehmen will („strong currency expectation“), so werden sie einen

müssen sogar alle Zinsen des Systems paarweise miteinander kointegriert sein. Ein Sachverhalt, der zuerst von Hall/Anderson/Granger (1992) für den Zusammenhang verschiedener Treasury bill rates - also für die US-Zinsstruktur am Geldmarkt - herausgestellt wurde. Jede Zinsdifferenz (jeder „Spread-Vektor“) bildet eine Kointegrationsbeziehung, da jede beliebige Zinsdifferenz durch eine Linearkombination von zwei anderen, geeignet gewählten Spreads darstellbar ist. Jedoch kann es in einem System mit n paarweise kointegrierten Zinssätzen nur $(n-1)$ linear unabhängige Kointegrationsvektoren geben.³⁸ Im vorliegenden Fall können demnach höchstens drei linear unabhängige kointegrierende Beziehungen gefunden werden. Dieser Tatbestand erleichtert die Identifikationsaufgabe, da die gefundenen Kointegrationsbeziehungen auf einzelne Spreads reduzierbar sein müssen.

Da der Einfluß der Kointegrationsbeziehungen ausschließlich über ihre verzögerten „Gleichgewichtsfehler“ erfolgt, ist es wichtig, diese Ungleichgewichte richtig zu interpretieren. Die ursprüngliche Interpretation von Fehlerkorrektur-Modellen sah in ihnen einen Weg, partielle Anpassungsprozesse von Variablen zu erfassen, die durch Schocks in ihrer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung gestört werden und z. B. aufgrund von Transaktions- oder Informationskosten den neuen Gleichgewichtszustand nicht sofort, sondern eben nur verzögert erreichen. Damit die Gleichgewichtsfehler korrigiert werden, müssen sie für zumindest eine der kointegrierten Variablen „Granger-kausal“ sein, das heißt einen statistisch signifikanten Ladungskoeffizienten aufweisen.³⁹

Nach den hier zugrunde gelegten Theoriebausteinen ergibt sich die treibende Kraft der Gleichgewichtsfehler allerdings nicht aufgrund einer verzögerten Anpassung im Sinne eines temporären Marktungleichgewichts. Finanzmärkte reagieren sehr rasch, so daß davon ausgegangen werden darf, daß bereits inerttätlich gemessene Zinsen gleichgewichtige Marktpreise reflektieren. Der Einfluß ergibt sich vielmehr aus dem vorausschauenden Verhalten der Wirtschaftssubjekte, aus ihrer Fähigkeit, die künftige Zinsentwicklung zu prognostizieren. Die statistische Granger-Kausalität darf insofern nicht ohne weiteres mit Verursachung im Sinne einer strukturellen Ordnung gleichgesetzt werden.⁴⁰ Dies ist besonders aus geldpolitischer Sicht bedeutsam. Wenn z. B. die Zinsstruktur eine signifikante Prognosekraft für die Geldmarktzinsen aufweist - also Granger-kausal ist -, kann dies

künftigen Anstieg der deutschen Geldmarktsätze antizipieren, der über den zinsstrukturtheoretischen Zusammenhang den aktuellen Langfristzins ansteigen läßt (Bisignano (1983), S. 7 f.).

³⁸ Siehe Hall/Anderson/Granger (1992), S. 117 f.

³⁹ Vgl. Campbell/Shiller (1988), S. 507.

⁴⁰ Vgl. Campbell/Shiller (1988), S. 507, oder Hamilton (1994), S. 306 f.

darauf zurückzuführen sein, daß die Marktakteure Notenbankmaßnahmen recht gut antizipieren können. Es ist allerdings auch möglich, daß der Spread Veränderungen des Geldmarktsatzes tatsächlich verursacht, etwa wenn eine Notenbank systematisch auf Veränderungen in der Zinsstruktur reagiert. Solange der Spreadeinfluß mit reduzierten Formen geschätzt wird, ist eine Trennung dieser beiden unterschiedlichen Effekte nicht möglich (siehe hierzu auch Kapitel 6).

5 Zinszusammenhänge als vektor-autoregressive Prozesse mit kointegrierten Variablen

Zu Beginn dieses Kapitels wird zunächst eine knappe Einführung in die multivariate Kointegrationsanalyse im Rahmen vektor-autoregressiver Modelle gegeben. Darüber hinaus werden im ersten Abschnitt einige zentrale Schritte der Suche nach einer für unsere Zwecke geeigneten Spezifikation der Vektor-Fehlerkorrektur-Modelle erläutert. Im zweiten Abschnitt werden dann erst einmal bivariate Kointegrationsanalysen im Sinne des nationalen und internationalen Zinsverbunds durchgeführt. Dies geschieht, um eine erste empirische Vorstellung von den Kointegrationsbeziehungen zu gewinnen, wie sie von der UIP und der EHTS jeweils getrennt postuliert werden. Die simultane Überprüfung der in beiden Theorien implizierten Kointegrationshypothesen kann erst im Rahmen des vollständigen Modells erfolgen, dessen Analyse mit dem dritten Abschnitt beginnt und das die kurz- und langfristigen Zinsen Deutschlands und der USA als endogene Variablen enthält. Neben den Kointegrationstests werden auch sog. Tests auf schwache Exogenität durchgeführt. Mit Hilfe letzterer Ergebnisse läßt sich ein „partielles“ oder „bedingtes“ VECM gewinnen, da sich der amerikanische Tagesgeldsatz als schwach exogen erweist. Die Federal funds rate kann in diesem Fall als exogene Variable für die übrigen drei Zinsen behandelt werden. Da dieses reduzierte VECM die günstigsten Modelleigenschaften aufweist, werden die verschiedenen Dimensionen des internationalen (und nationalen) Zinsverbunds nur in seinem Rahmen eingehend analysiert und interpretiert. Dies geschieht im vierten Abschnitt, der insofern den Kern der vorliegenden Arbeit bildet.

5.1 Spezifikation eines Vektor-Fehlerkorrektur-Modells (VECM)

Es sei angenommen, daß die dynamischen Beziehungen zwischen n endogenen Variablen hinreichend durch eine zeitstabile, lineare Beziehung zwischen den p verzögerten Werten

aller Endogenen angenähert werden können. In einem solchen vektor-autoregressiven Modell (VAR) gehen neue Impulse allein von den exogenen Zufallsschocks, den sog. „Innovationen“ aus. Die Ordnung eines VAR wird durch die Anzahl p der einbezogenen Lags bestimmt. Die allgemeine Darstellung eines VAR(p) ist:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

mit $t = 1, \dots, T$; $z_t' = (z_{t1}, \dots, z_{tn}) = (n \times 1)$ Vektor der endogenen Variablen; $A_i = (n \times n)$ Koeffizientenmatrizen mit $i = 1, \dots, p$; $\mu = (n \times 1)$ Konstantenvektor; $D_t =$ Vektor deterministischer Variablen (z. B. Dummies); $\Psi =$ Koeffizientenmatrix für den deterministischen Teil; $\varepsilon_t = (n \times 1)$ Vektor unabhängig identisch normalverteilter Innovationen mit $\varepsilon_t \sim \text{NIID}(0, \Sigma)$; z_0, \dots, z_{-p+1} feste Startwerte.⁴¹ Als zusätzliche Regressoren kommen exogene Variablen in Frage, die in den deterministischen Teil integriert werden können.

Einen effizienten Schätzer für ein VAR mit ausschließlich stationären Variablen liefert bereits die KQ-Methode. Wird die Schätzung des VAR dagegen mit den nicht-stationären Niveaus (Levels) der Zinsen vorgenommen (LVAR), ist sie immer noch konsistent; aber die Parameter sind aufgrund des stochastischen Trendeinflusses nicht standardmäßig verteilt. Schätzt man in den stationären ersten Differenzen der Zinsen (DVAR), wird der Einfluß der stochastischen Trends zwar eliminiert. Aber auch in diesem Fall kann das Regressionsmodell fehlspezifiziert sein, nämlich wenn zwischen den Zinsen Kointegrationsbeziehungen existieren. Diese nur in den Zinsniveaus vorhandenen Informationen können über die Vektor-Fehlerkorrektur-Modellform (VECM) in das Schätzmodell integriert werden; bei richtiger Bestimmung der Kointegrationsbeziehungen gelingt dann gegenüber dem DVAR eine Vermeidung verzerrter Schätzer, und gegenüber dem LVAR ein Effizienzgewinn, der sich z. B. auch in einer besseren Prognoseleistung vor allem bei längeren Prognosehorizonten niederschlagen sollte.⁴²

Zur Schätzung des multivariaten Kointegrationsmodells und zur Durchführung spezifischer Hypothesentests wird im Rahmen dieser Arbeit die Johansen-Prozedur verwendet. Die Überprüfung von Kointegrationshypothesen macht eine Reparametrisierung des allgemeinen

⁴¹ Siehe hierzu Johansen (1995), S. 11 und Hamilton (1994), S. 291. Eine Maximum Likelihood-Schätzung des unrestringierten VARs erhält man durch einfache Kleinst-Quadrate-(OLS)-Schätzung jeder einzelnen Gleichung des Systems (Hamilton (1994), S. 293 f.).

⁴² Siehe Campbell/Perron (1991), S. 169 f.

VAR-Modells (5.1) nötig, die analog zur Umformung der Gleichung (3.1) in (3.3) zur VECM-Darstellung führt:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (5.2)$$

mit $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ und $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_n$ ($I_n = n$ -dimensionale Einheitsmatrix).

Die Matrix Π ist für die Analyse der Kointegrationsbeziehungen maßgeblich. Dies ist intuitiv erfaßbar: In Gleichung (5.2) tauchen bis auf das Produkt der Matrix Π mit dem Vektor der Niveauvariablen z_{t-1} ausschließlich stationäre Größen auf. Die Stationarität des Störprozesses ε_t erfordert, daß dieses Produkt ebenfalls stationäre Prozesse generiert. Hier sind drei Fälle denkbar, die als Unterschiede im Rang der Matrix Π darstellbar sind. (1.) Sind alle Variablen stationär, besitzt Π vollen Rang und das VECM ist identisch mit dem VAR in den Niveaus (dem LVAR). (2.) Sind die Variablen nicht-stationär und nicht kointegriert, muß Π theoretisch eine Nullmatrix (d. h. mit Rang Null) sein, da stationäre und nicht-stationäre Größen theoretisch nicht miteinander korreliert sind. In diesem Fall verschwindet das Produkt Πz_{t-1} , und das VECM wird zu einem VAR in ersten Differenzen (DVAR). Eine unrestringierte Schätzung von Π sollte entsprechend nur insignifikante Parameter nahe Null aufweisen. (3.) Ist der Rang r der Matrix Π größer als Null, aber auch kleiner als die Anzahl der Gleichungen, so existieren genau r Linearkombinationen der Niveauvariablen, die stationär und mit dem Prozeß der ersten Differenzen korreliert sind. Die übrigen $n-r$ Linearkombinationen sind es nicht. In diesem Fall kann folgende Zerlegung von Π vorgenommen werden:

$$\Pi = \alpha \beta'.$$

α und β sind jeweils $(n \times r)$ -Matrizen mit vollem Rang. α bezeichnet man als „Ladungsmatrix“, und β enthält spaltenweise die Kointegrationsvektoren β_i (d.h. die Koeffizienten der stationären, linear unabhängigen Linearkombinationen von z_t) mit $i = 1, \dots, r$.

Die Parameter der Ladungsmatrix geben an, wie die endogenen Variablen auf die verzögerten Gleichgewichtsfehler $\beta' z_{t-1} \equiv ecm_{t-1}$ reagieren.⁴³

Die Behandlung der Schätzkonstanten

Die unrestringierte Schätzkonstante μ kann sowohl einen linearen Trend in den Daten (Drift in Unit-root-Prozessen) als auch eine Konstante in der Kointegrationsbeziehung einfangen. Beide Einflüsse lassen sich über eine spezifische Zerlegung von μ separieren: $\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_\perp\mu_2$, mit α_\perp dem orthogonalen Komplement zu α (d.h. $\alpha_\perp'\alpha = 0$); $\mu_1 = (\alpha'\alpha)^{-1}\alpha'\mu$ (Vektor mit r Konstanten für die Kointegrationsbeziehungen); $\mu_2 = (\alpha_\perp'\alpha_\perp)^{-1}\alpha_\perp'\mu$ (Vektor mit n-r linearen Trendkoeffizienten).⁴⁴ Gleichung (5.2) wird entsprechend zu:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + \alpha(\beta', \mu_1) \begin{pmatrix} z_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} + \alpha_\perp \mu_2 + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad (5.3)$$

Restringiert man den Einfluß der Konstanten auf die Kointegrationsbeziehung, schließt man also lineare Trends durch $\mu_2 = 0$ aus, muß eine andere asymptotische Verteilung für die Kointegrationstests herangezogen werden. Diese Restriktion wird nahegelegt, wenn die Daten über den Analysezeitraum keinen deterministischen Trend aufweisen. Obwohl anzunehmen ist, daß dies für die deutschen und die US-Zinsen zutrifft, wird die Konstante in vielen vergleichbaren Studien in unrestringierter Form geschätzt.⁴⁵ Dies beeinflusst nicht nur die Wahl kritischer Werte für die Kointegrationstests, sondern erschwert auch die ökonomische Interpretation der Kointegrationsbeziehungen. In Übereinstimmung mit den modifizierten Versionen der UIP und der EHTS, die von Null verschiedene gleichgewichtige Zinsdifferenziale in Form stationärer Risikoprämien zulassen, wird im Rahmen dieser

⁴³ Die Zerlegung $\Pi = \alpha\beta'$ ist jedoch nicht eindeutig. Zum einen sind die Parameterwerte in α und β abhängig von der gewählten Normalisierung. Aus ökonomischer Sicht ist sicherlich die Tatsache problematischer, daß die Spalten und Zeilen von Π lediglich die Räume für α und β eindeutig aufspannen können. Eine Schätzung der einzelnen Parameter der Ladungsmatrix und der Kointegrationsvektoren ist hingegen nicht möglich, da sie eine Überparametrisierung des Modells darstellen (Johansen, 1988, S. 233). Wenn daher mehr als eine Kointegrationsbeziehung gefunden werden, können die einzelnen Kointegrationsvektoren nicht unmittelbar im Sinne langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen interpretiert werden. Jede Linearkombination der Kointegrationsbeziehungen ist selbst stationär. Man muß daher versuchen, die Kointegrationsvektoren so zu restringieren (identifizieren), daß sie ökonomisch interpretierbare Strukturzusammenhänge ergeben.

⁴⁴ Siehe Hansen/Juselius (1995), S. 5.

⁴⁵ Vgl. Watson (1994), S. 2897. Die ADF- und PP-Tests in Anhang I - die in der finalen Spezifikation keine signifikanten Konstanten enthalten - sind ein formaler Indiz dafür, daß über den verwendeten Analysezeitraum keine linearen Trends in den Zinsen auftreten.

Arbeit nur eine Konstante in der Kointegrationsbeziehung zugelassen. Die in dem Vektor μ_1 gesammelten r Kointegrationskonstanten seien im nachfolgenden in die einzelnen Kointegrationsvektoren β_i mit $i = 1, \dots, r$ integriert, so daß sich die Dimension von β auf $(n+1 \times r)$ erhöht.⁴⁶

Im vollständigen Modell (des späteren Abschnitts 5.3) enthält der Spaltenvektor der endogenen Variablen z. B. die deutschen und die amerikanischen Kapitalmarkt- und Geldmarktzinsen: $z_t' = (R_t^D, r_t^D, R_t^{US}, r_t^{US})$. Wie oben bereits ausgeführt, sollte das System bei Gültigkeit der UIP und EHTS genau drei Kointegrationsbeziehungen im Sinne paarweiser Kointegration aufweisen. Wenn sich diese drei Langfristbeziehungen beispielsweise als die beiden nationalen Zinsstrukturbeziehungen sowie als internationaler Verbund zwischen den Kapitalmarktzinsen Deutschlands und der USA identifizieren ließen, sähe das VECM mit der zerlegten Matrix $\Pi = \alpha\beta'$ wie folgt aus (wobei die Kurzfristdynamik, der deterministische Teil und die Störvariablen vernachlässigt und durch (...) angedeutet werden):

$$\begin{pmatrix} \Delta R_t^D \\ \Delta r_t^D \\ \Delta R_t^{US} \\ \Delta r_t^{US} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & ? & - \\ + & ? & ? \\ ? & + & + \\ ? & + & ? \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & -\theta^D \\ 0 & 0 & 1 & -1 & -\theta^{US} \\ 1 & 0 & -1 & 0 & -\varphi^{(n)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} R_{t-1}^D \\ r_{t-1}^D \\ R_{t-1}^{US} \\ r_{t-1}^{US} \\ 1 \end{pmatrix} + (\dots)$$

Für die einzelnen Ladungskoeffizienten α_{ij} sind die in Abschnitt 4.3 abgeleiteten theoretischen Vorzeichen angegeben; für die oben nicht angesprochenen, nicht unmittelbar interpretierbaren Ladungen steht ein Fragezeichen (z. B. für die Ladung α_{41} , die den Einfluß des deutschen Zinsspread auf den amerikanischen Kurzfristzins mißt).

Wahl des Kointegrationsrangs

Die Kointegrationshypothesen werden als Hypothesen über den Rang r von Π mit $0 \leq r \leq n$ formuliert. Johansen hat ein Verfahren zur Bestimmung des Ranges und somit der Anzahl an Kointegrationsbeziehungen entwickelt, das auf der Lösung eines spezifischen Eigenwertproblems im Rahmen einer Maximum Likelihood Schätzung beruht. Die geschätzten Eigenwerte λ_i (mit $0 < \lambda_i < 1$, $i = 1, \dots, n$) sind die quadrierten kanonischen Korrelationen zwischen Δz_t und z_{t-1} , jeweils bereinigt um den Einfluß aller anderen Systemvariablen (die

⁴⁶ Vgl. Pain/Thomas (1997), S. 21.

im folgenden als „Kurzfristedynamik“ bezeichnet werden).⁴⁷ Die zu den r größten Eigenwerten gehörenden, normalisierten Eigenvektoren v_i liefern Schätzungen für die r Kointegrationsbeziehungen β_i . Die Höhe der Eigenwerte geben also an, wie stark die einzelnen Linearkombinationen $v_i z_{t-1}$ mit dem stationären Teil des datengenerierenden Prozesses korreliert sind.⁴⁸ Sind einzelne $v_i z_{t-1}$ nicht-stationär, strebt die Korrelation gegen Null. Dies erklärt, warum die r größten, signifikant von Null verschiedenen Eigenwerte die Kointegrationsbeziehungen definieren.

Es werden zwei Likelihood-ratio-Tests zur Bestimmung von r vorgeschlagen, die „trace Statistik“ und die „maximum-eigenvalue- oder kürzer λ -max-Statistik“:

$$\text{trace} = -T \sum_{i=q+1}^n \ln(1 - \lambda_i),$$

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \lambda_{q+1}).$$

Die Nullhypothese lautet in beiden Fällen $r \leq q$ ($q < n$). Das System besitzt nach der Nullhypothese also höchstens $n - q$ Einheitswurzeln, so daß $\lambda_{q+1} = \lambda_{q+2} = \dots = \lambda_n = 0$ gilt. Die beiden Tests unterscheiden sich in der Alternativhypothese. Die trace Statistik testet die Restriktion $r \leq q$ gegen den allgemeinen Fall $r \geq q+1$. Die λ -max-Statistik testet $r \leq q$ gegen den spezifischen Fall $r = q+1$. Um den Kointegrationsrang zu bestimmen, werden sequentielle Tests durchgeführt beginnend mit der Hypothese $r = 0$. Kann diese abgelehnt werden, geht man zur Hypothese $r \leq 1$ über und so weiter, bis eine Nullhypothese akzeptiert wird. Die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen ist hiermit bestimmt (werden z. B. die Nullhypothesen $r = 0$ und $r \leq 1$ abgelehnt, $r \leq 2$ jedoch nicht, so liegen zwei Kointegrationsbeziehungen vor).

Die trace Statistik ist mächtiger, wenn die Eigenwerte relativ gleichmäßig verteilt sind, wohingegen die λ -max-Statistik Vorteile aufweist, wenn die Eigenwerte entweder groß oder klein sind.⁴⁹ Die trace Statistik scheint des weiteren robuster gegenüber Verletzungen

⁴⁷ Die bereinigten Größen sind die jeweiligen Residuenvektoren R_{α} und R_{κ} aus der Regression von Δz_t bzw. z_{t-1} auf $(1, D_t, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-p+1})$. Eine detaillierte Beschreibung des Konzepts kanonischer Korrelationen im Rahmen der Johansen-Prozedur findet sich bei Hamilton (1994), S. 630-635.

⁴⁸ Tatsächlich ist es die Korrelation zwischen $v_i R_{\kappa}$ und R_{α} , die der Eigenwert λ_i angibt.

⁴⁹ Siehe Kasa (1992), S. 102.

der Normalverteilungsannahme für die Residuen zu sein.⁵⁰ Die asymptotischen Verteilungen für beide Statistiken müssen wie bei den univariaten Dickey-Fuller Tests über Simulationen gewonnen werden. Zudem ist zu beachten, daß sich die Testverteilungen je nach Spezifikation des deterministischen Teils des VECM unterscheiden. Im Rahmen dieser Arbeit werden in erster Linie die kritischen Werte von Hansen/Juselius (1995) verwendet, wobei auch auf die etwas „konservativeren“ Werte von Osterwald-Lenum (1992) zurückgegriffen wird.⁵¹

Bestimmung der Lag-Ordnung

Die Lag-Ordnung (p) wird unter Abwägung verschiedener Auswahlkriterien festgelegt.⁵² Zum einen werden die Informationskriterien nach Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) und Schwarz (BIC oder SC) herangezogen. Des weiteren werden sequentielle Likelihood-ratio-Tests durchgeführt. Ausgehend von einer plausiblen Höchstordnung wird dabei getestet, ob die Lag-Ordnung sukzessive um Eins reduziert werden kann. Das Verfahren stoppt, sobald die höhere Lag-Ordnung einen signifikanten Erklärungsbeitrag leistet. Schließlich werden die Residuen für jede Lag-Ordnung hinsichtlich Autokorrelation, Heteroskedastie und Normalverteilung untersucht, wobei entsprechende Teststatistiken für das Residuensystem und für die Residuen einzelner Gleichungen berechnet werden.⁵³

Die Auswahl erfolgt insofern nicht mechanistisch, sondern stellt grundsätzlich einen Kompromiß hinsichtlich verschiedener, gewünschter Modelleigenschaften dar. Zum einen sollte das VAR möglichst wenige Lags aufweisen, um hinreichend präzise Parameterschätzungen zu erhalten und nicht zu viele Freiheitsgrade durch die Schätzung insignifikanter Beziehungen zu verlieren. Zum anderen sollte das Residuenverhalten mit den Annahmen der Normalverteilung sowie fehlender Autokorrelation und Heteroskedastie in Einklang stehen. Obwohl die Johansen-Prozedur auf der Bedingung normalverteilter Störterme

⁵⁰ Siehe Chinn/Frankel (1995), S. 809.

⁵¹ Die kritischen Werte in Hansen/Juselius (1995) werden im Softwarepaket CATS standardmäßig angeboten. Generiert wurden sie mit dem Simulationsprogramm DisCo von Johansen/Nielsen. Die asymptotischen Verteilungen werden in Johansen (1988, 1991) diskutiert.

⁵² Die Lag-Angaben (Lag-Ordnung p) beziehen sich immer auf die Niveauform (5.1) des VAR. Das entsprechende VECM besitzt also tatsächlich eine um Eins verringerte Ordnung (also Lag-Ordnung $p - 1$).

⁵³ Von den kriterienbezogenen Verfahren sind HQ und BIC zwar konsistente Schätzer der Lag-Ordnung, d. h. sie finden die „wahre“ Lag-Ordnung für $T \rightarrow \infty$; aber AIC kann in kleinen Stichproben durchaus bessere Ergebnisse erzielen (siehe Lütkepohl (1993), S. 133). Alle verwendeten Verfahren zur Wahl der Lag-Ordnung werden in Lütkepohl (1993), S. 118-158, und Johansen (1995), S. 19-33, näher beschrieben.

beruht, hängen die asymptotischen Verteilungen der verwendeten Teststatistiken nur von der Annahme identisch unabhängig verteilter Residuen ab, weshalb Abweichungen von der Normalverteilung weniger schwer wiegen als verbleibende Autokorrelation oder Heteroskedastie.⁵⁴

Periodizität und Schätzzeitraum

Die Ergebnisse von Kointegrationsanalysen können nicht nur stark von der Wahl der Lag-Ordnung, sondern auch von der Wahl des Schätzzeitraums und der Datenperiodizität abhängen. Diese mangelnde Ergebnisrobustheit ist gerade auch bei Kointegrationsstudien zum internationalen Zinsverbund anzutreffen und erschwert es wesentlich, allgemeingültige Urteile über diesen Sachverhalt zu fällen.⁵⁵ Hieraus sind unter anderem folgende Schlüsse zu ziehen: 1) Die Auswahl des Schätzzeitraums und der Periodizität richtet sich nach dem Zweck der Analyse und muß sorgfältig mit statistischen und ökonomischen Argumenten begründet werden. 2) Aber auch dann können die Schätzergebnisse und ihre Interpretation nur eingeschränkte Gültigkeit beanspruchen, da die Variationsmöglichkeiten so vielfältig sind, daß vergleichbare Studien zu anderen Ergebnissen kommen können. 3) Im Idealfall ist nach den tieferen Gründen für solche Strukturunterschiede zu suchen und nach Wegen, dieses wechselnde Systemverhalten zu modellieren und damit zu erklären.

Das Ziel der vorliegenden Studie ist es, den deutsch-amerikanischen Zinsverbund über die gesamte Periode nach dem Zusammenbruch des Bretton Woods-Systems zu charakterisieren und zu überprüfen, ob vor allem in den 90er Jahren eine strukturelle Änderung eingetreten ist. Damit ist der maximale einheitliche Schätzzeitraum determiniert (Februar 1974 bis März 1998, siehe Abschnitt 2.1). Der effektive Schätzzeitraum ist allerdings etwas kürzer, da auch die Vorstichprobenwerte (die Startwerte für die VECM-Schätzung) aus der Untersuchungsperiode stammen sollen. Ob dieser knapp 25 Jahre umfassende Zeitraum für diese Zwecke ausreicht, kann a priori nicht entschieden werden. Allerdings betonen Hakkio/Rush (1991), daß Kointegration ein Langfristkonzept ist und daher grundsätzlich lange Zeiträume verlangt, um den Tests genügend Macht zu verschaffen. Wie „kurz“ diese „lange Frist“ sein darf, hängt von den Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Daten ab.⁵⁶ Analog zum Aufbau der Monte Carlo Simulationen von Hakkio/Rush könnte in diesem

⁵⁴ Siehe Johansen (1995), S. 29.

⁵⁵ Vgl. Abschnitt 3.3.

⁵⁶ Vgl. Hakkio/Rush (1991), S. 572.

Fall die Autokorrelation in den Zinsdifferenzen (den theoretischen Kointegrationsbeziehungen) ein wichtiger Anhaltspunkt sein. Bei einem Autokorrelationskoeffizienten (erster Ordnung) des deutschen Spread von 0,981 bei monatlichen Daten beträgt die Halbwertszeit eines Spreadschocks etwas mehr als drei Jahre, wenn kurz- und langfristiger Zins tatsächlich nicht-stationär und kointegriert sind. Ein Schätzzeitraum von 25 Jahren bietet damit gerade mal acht unabhängige, über diese Halbwertszeit gemessene Beobachtungen und könnte daher zu kurz sein, um verlässliche Aussagen über Kointegration zu machen.⁵⁷

Hakkio/Rush zeigen im Rahmen ihrer Simulationsstudie ferner, daß die Macht der Kointegrationstests auch nicht durch häufigere Meßpunkte innerhalb eines gegebenen Zeitintervalls, also etwa durch den Übergang von Quartals- zu Monats- oder gar Tagesdaten, merklich gesteigert werden kann. Die Definition der „langen Frist“ bleibt hiervon weitgehend unberührt.

Die nachfolgenden ökonometrischen Schätzungen werden grundsätzlich mit Quartalsdurchschnitten durchgeführt, obwohl die Rohdaten als Monatsdurchschnitte vorliegen. Zum einen sollten Quartalsdaten weit weniger stark durch transitorischen „Noise“ geprägt sein, so daß die permanenten, durch die ökonomischen Fundamentalfaktoren begründeten Zinskomponenten besser zutage treten. Zum anderen hängen die Ergebnisse wesentlich davon ab, wie gut die Zinsänderungen im Rahmen eines VECM durch die verzögerten Endogenen und durch die Kointegrationsbeziehungen prognostiziert werden können. Empirische Untersuchungen zeigen, daß die Prognosegüte z. B. des Spread für kumulierte Änderungen des Kurzfristzinses in aller Regel mit dem Prognosehorizont deutlich zunimmt.⁵⁸ Entsprechend sollten über ein Quartal gemessene Zinsänderungen besser erklärbar sein als etwa monatliche Zinsänderungen. Des weiteren verstoßen quartalsmäßige Zinsänderungen, die ja in etwa die gleichen Verteilungseigenschaften wie dreimonatige Halteperiodenerträge aus langfristigen Anleihen aufweisen, von vornherein weniger gegen die Normalverteilungsannahme. Dafür ist in erster Linie eine weitaus niedrigere Kurtosis als bei Monats- oder gar Tagesdaten verantwortlich.⁵⁹ Im vorliegenden Fall ist es tatsäch-

⁵⁷ Ebenda, S. 573 ff.

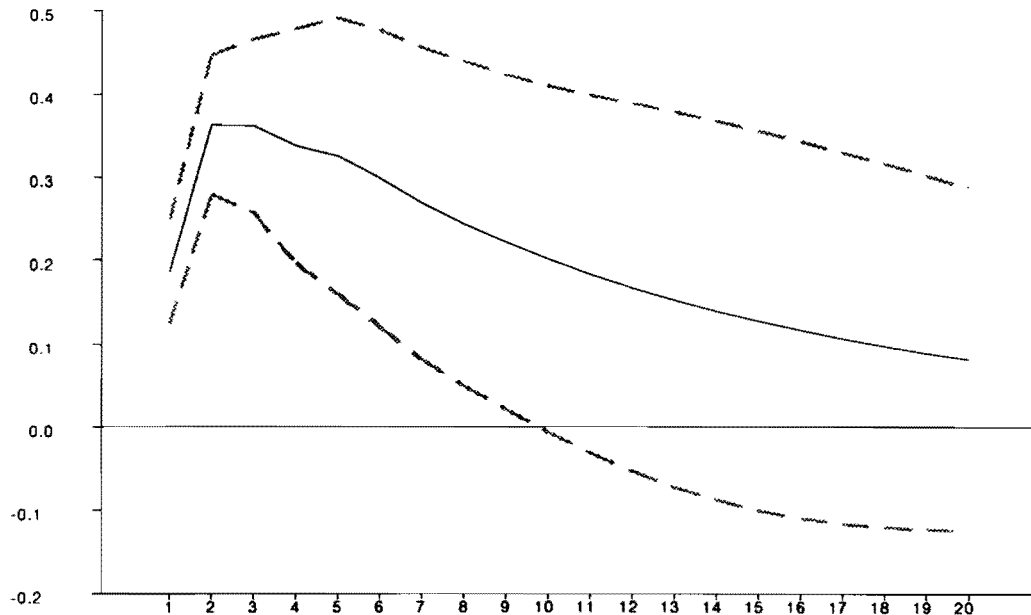
⁵⁸ Vgl. z. B. Domanski/Kremer (1998).

⁵⁹ In der Finanzliteratur wird explizit hervorgehoben, daß längerfristige Finanzerträge (als Summen kurzfristiger Ertragsraten) eher normalverteilt sind. Vgl. Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 19.

lich leichter, normalverteilte Residuen aus einem VECM mit Quartalsdaten zu erhalten. Die Kausalstrukturen sollten davon nicht berührt werden.⁶⁰

Abbildung 4: Wirkungsverlauf eines einmaligen US-Renditenschocks auf die deutsche Rendite in einem bivariaten VECM*

Wirkung eines US-Schocks von 59 Basispunkten nach 0, ..., 20 Quartalen



5.2 Empirische Ergebnisse bivariater Kointegrationsanalysen

Bivariate Analyse des internationalen Zinsverbundes

Über den gesamten Zeitraum gesehen kann weder für die Kapitalmarktzinsen noch für die Geldmarktsätze ein langfristiger internationaler Niveauverbund im Sinne der Kointegration gefunden werden (siehe Tabelle 1). Die Teststatistiken liegen in aller Regel weit unterhalb der kritischen Werte selbst für das zehnjährige Signifikanzniveau. Das Resultat fehlender Kointegration zwischen dem deutschen und dem US-Kapitalmarktzins ist auch robust gegen Variationen der Lag-Ordnung, des Schätzzeitraums und der Datenfrequenz. Weder eine rekursive Schätzung mit der Basisperiode 1975/III - 1984/IV noch eine getrennte

⁶⁰ Kirchgässner/Wolters (1992) haben gezeigt, daß die zeitliche Durchschnittsbildung die Kausalstruktur

Schätzung für den Zeitraum 1982/IV - 1998/I liefern Hinweise auf Kointegration, und auch das Arbeiten mit Monatswerten bringt grundsätzlich keine anderen Ergebnisse.⁶¹ Lediglich bei den Geldmarktzinsen scheinen für die hohen Lag-Ordnungen schwach signifikante Kointegrationsbeziehungen zu existieren. Diese Relationen sind allerdings weder zeitlich stabil, noch sind sie von ihren Parameterkonstellationen und Ladungen her ökonomisch plausibel, so daß sie ebenfalls zu verwerfen sind.

Trotz fehlender Kointegration hat der langfristige US-Zins einen erheblichen Einfluß auf das deutsche Renditenniveau. Dieser Einfluß resultiert aus der Übertragung aktueller und verzögerter US-Zinsänderungen, wobei plausiblerweise angenommen wird, daß in der kontemporären Relation die US-Rendite kausal für den deutschen Zins ist.⁶² Hinweise auf die Stärke des simultanen Renditenzusammenhang, und somit auf den Synchronisationsgrad, liefert die Korrelation der Residuen aus den beiden VECM-Gleichungen, die mit 0,56 recht hoch ist. Der zeitliche Wirkungsverlauf eines exogenen Schocks in der US-Rendite kann mit der entsprechenden Impuls-Antwort-Folge (Impulse-Response-Function, IRF) bestimmt werden. Abbildung 4 zeigt die dynamische Reaktion der deutschen Rendite auf einen einmaligen, positiven Schockimpuls der US-Rendite in Höhe von einer Standardabweichung (0,59) der orthogonalisierten Residuen aus der US-Renditengleichung einschließlich der 95 %-Konfidenzintervalle (zur Ableitung der IRF bei orthogonalisierten Innovationen siehe Anhang 2). Ein Anstieg der US-Rendite um rund 60 Basispunkte bewirkt demnach eine gleichzeitige Erhöhung der deutschen Rendite um gut 18 Basispunkte. Im nächsten Quartal wird diese Ausgangswirkung um beinahe das Doppelte verstärkt. Erst danach ebbt der Einfluß des US-Impulses langsam ab, so daß noch bis zwei Jahre später eine signifikante Erhöhung des deutschen Zinses verbleibt.⁶³ Dieser über die

nicht verändert, solange alle Variablen derselben Transformation unterworfen werden.

⁶¹ Allerdings gibt es (mit Monatswerten geschätzt) durchaus mehr oder weniger lange Subperioden, in denen der deutsche und der US-Kapitalmarktzins den Teststatistiken nach kointegrieren. Dieses Ergebnis steht im Einklang z. B. mit Dankenbring (1997), der für die 90er Jahre eine signifikante Kointegrationsbeziehung zwischen beiden Zinsen findet. Es mag für manche Zwecke angemessen sein, mit solchen Kointegrationsbeziehungen zu arbeiten. Wie allerdings in Abschnitt 5.1 erläutert, dürften solche auf sehr kurzen Zeiträumen basierende Resultate im vorliegenden Fall nur sehr eingeschränkt Hinweise auf langfristige Gleichgewichtsbeziehungen geben.

⁶² Diese Einschätzung folgt der üblichen Annahme, daß der größere (hier US-)Markt den kleineren (deutschen) Markt dominiert.

⁶³ Die Wirkung in der ersten Periode nach Auftreten des Schocks setzt sich aus zwei Effekten zusammen, die in der Summe zu einer Verdopplung des Ausgangsimpulses führen: Zum einen löst die verzögerte US-Rendite (über die Gleichung für den deutschen Zins) einen weiteren positiven Impuls auf den deutschen Zins aus; zum anderen pflanzt sich der Ausgangsschock (über den autoregressiven Zusammenhang in der US-Gleichung) auch in einem erneuten Anstieg der US-Rendite fort, so daß über den kontemporären Zinszusammenhang ein zusätzlicher Druck auf die deutsche Rendite ausgeübt wird.

Kurzfrisdynamik entstehende Zusammenhang ist zeitlich stabil; die geschätzten Impuls-Antwort-Folgen für den Zeitraum 1982/IV bis 1998/I sind z. B. fast identisch mit den über den gesamten Zeitraum geschätzten IRFs.

Tabelle 1: Bivariate Johansen-Tests auf Kointegration zwischen deutschen und US-Zinsen

VECM Ordnung	Nullhypothese über Rang r	Kapitalmarktzinsen $z_t' = (RUS_t, RD_t)$		Dreimonatszinsen $z_t' = (TB3M_t, I3M_t)$		Tageszinsen $z_t' = (FFR_t, IT_t)$	
		λ -max Statistik	trace Statistik	λ -max Statistik	trace Statistik	λ -max Statistik	trace Statistik
Lag 2	r = 0	6,69	8,75	5,27	9,16	5,48	9,17
	r ≤ 1	2,06	2,06	3,90	3,90	3,70	3,70
Lag 3	r = 0	5,95	8,89	6,85	8,83	9,81	11,79
	r ≤ 1	2,93	2,93	1,98	1,98	1,98	1,98
Lag 5	r = 0	6,32	8,84	10,43* ¹⁾	13,95 ¹⁾	12,05*	15,98
	r ≤ 1	2,51	2,51	3,52	3,52	3,93	3,93
Optimale Lag-Ordnung ²⁾		Lag 2 (HQ, SC) Lag 3 (AIC, LR)		Lag 2 (HQ, SC) Lag 4 (AIC, LR)		Lag 3 (AIC, HQ, SC; LR)	
Kritische Werte ...		HJ 90 %		O-L 90 %		O-L 95 %	
... für die λ -max Statistik		H0: r = 0	10,29	13,75	15,67		
		H0: r ≤ 1	7,50	7,52	9,24		
... für die trace Statistik		H0: r = 0	17,79	17,85	19,96		
		H0: r ≤ 1	7,50	7,52	9,24		

Anmerkungen: RUS, RD: zehnjährige Umlaufrendite in den USA bzw. Deutschland; TB3M, FFR: dreimonatige Treasury bill rate bzw. Federal funds rate; I3M, IT: Dreimonats- bzw. Tageszinsen in Deutschland. Ergebnisse aus bivariaten VECM-Schätzungen mit jeweils einem deutschen und einem US-Zins gleicher Fristigkeit als endogene Variablen. Effektiver Schätzzeitraum mit Quartalswerten: 1975/III bis 1998/I. Damit genau eine Kointegrationsbeziehung existiert, muß die Nullhypothese r = 0 verworfen und die Nullhypothese r ≤ 1 akzeptiert werden können. * signifikant auf dem 90 %-Konfidenzniveau nach Hansen/Juselius (1995, HJ); **, *** signifikant auf dem 90 %- bzw. 95 %- Konfidenzniveau nach Osterwald-Lenum (1992, O-L). - 1) angegebene Ergebnisse für Lag 4. - 2) Informationskriterien nach Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) und Schwarz (SC); Likelihood-ratio-Ausschlußtest (LR).

Bivariate Analyse der nationalen Zinsstrukturen

Für Deutschland und die USA kann unterstellt werden, daß die nationalen kurz- und langfristigen Zinsen über den gesamten Untersuchungszeitraum betrachtet miteinander kointegrieren (siehe Tabelle 2), wobei die Kointegrationshypothese für die Tageszinsen in der

Die Impuls-Antwort-Folgen und die entsprechenden Fehlerbänder wurden mit dem Programm-Paket MALCOLM von R. Mosconi generiert.

Regel etwas besser abgesichert ist als für die Dreimonatszinsen. Dieses Ergebnis ist jedoch aufgrund der marginalen Signifikanz und der fehlenden Robustheit gegen eine starke Verkürzung der Lag-Ordnung und eine Variation der kritischen Werte nicht eindeutig, so daß subjektive Auslegungsspielräume verbleiben.⁶⁴

Die Höhe und das Muster der Teststatistiken fallen für Deutschland und die USA recht ähnlich aus. So nimmt die Evidenz zugunsten eines Kointegrationsrangs von Eins mit der Höhe der Lag-Ordnung in der Regel deutlich zu. Während für den kurzen Lag 2 die Nullhypothese nicht-kointegrierter Zinsen nur in zwei Fällen und auch nur auf dem 90 %-Konfidenzniveau verworfen werden kann, sind die Kointegrationsbeziehungen für die hohe Lag-Ordnung 5 selbst nach den etwas konservativeren kritischen Werten von Osterwald-Lenum in drei von vier Fällen auf dem 95 %-Vertrauensniveau signifikant. Dieses Resultat ist zudem weitgehend robust gegen eine Small-sample-Korrektur der Teststatistiken (in Tabelle 2 sind nur für die trace-Statistik korrigierte Werte aufgeführt).⁶⁵

Größere Unterschiede zeigen sich in den Kointegrationsbeziehungen und den Ladungskoeffizienten beider Länder. Im Falle der deutschen Zinsstruktur sind die Ladungen für die Geldmarktzinsen theoriegemäß positiv und signifikant, wenn auch nicht sonderlich hoch. Die Ladung für den Langfristzins ist dagegen negativ, aber auch nicht signifikant. Die Tatsache, daß nicht der deutsche Geldmarktzins, sondern der Langfristzins schwach exogen ist, bedeutet jedoch nicht, daß die Bundesbank keine Kontrolle über die Kurzfristzinsen ausüben kann.⁶⁶ Sie besagt lediglich, daß die deutsche Zinsstruktur im Durchschnitt einen signifikanten Prognosegehalt für die Zinsentwicklung am kurzen Markttende hat.⁶⁷ Der geschätzte und auf den Langfristzins normierte Kointegrationsvektor beträgt für den Dreimonatszins (1, -0,67, -2,93) und weicht daher von der erwartungstheoretischen Kointegrationsbeziehung ab. Zwar kann der Koeffizient für den Dreimonatssatz im Ein-

⁶⁴ So ist es auch nicht verwunderlich, daß andere Autoren die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen Lang- und Kurzfristzinsen in Deutschland bezweifeln. Siehe z. B. Wolters (1995) und Hassler/Nautz (1998).

⁶⁵ Reimers (1992) zeigt im Rahmen von Monte Carlo Simulationen, daß eine solche Korrektur verhindern kann, daß der Johansen-Test bei einer Erhöhung der Lag-Ordnung die Nullhypothese der Nicht-Kointegration irrtümlicherweise zu häufig verwirft.

⁶⁶ So begründen Hassler/Nautz (1998) im Rahmen ihrer Kointegrationsstudie die a priori-Annahme eines schwach exogenen Geldmarktzinses unzulässigerweise mit dem Argument, daß die Bundesbank diesen Zins „mehr oder weniger kontrollieren“ könne (S. 218 und Fußnote 9 auf S. 219). Siehe hierzu erneut die entsprechenden Passagen in Abschnitt 4.3.

⁶⁷ Die signifikante Prognostizierbarkeit der Geldmarktzinsen mit dem Spread aus Lang- und Kurzfristzins ergibt sich auch bei Anwendung alternativer Testmethoden. Vgl. Domanski/Kremer (1998) oder Deutsche Bundesbank (1998b), S. 61 f.

**Tabelle 2: Bivariate Johansen-Tests auf Kointegration
in der nationalen Zinsstruktur**

$$\Delta R_t = (\dots) + \alpha_1 (R_{t-1} - \beta_1 r_{t-1} - \beta_0) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta r_t = (\dots) + \alpha_2 (R_{t-1} - \beta_1 r_{t-1} - \beta_0) + \varepsilon_{2t}$$

		Umlaufrendite und Dreimonatszins in Deutschland			Umlaufrendite und Tageszins in Deutschland ⁴		
VECM Ordnung	Nullhypothese über Rang r	λ -max Statistik	trace Statistik	mod. trace Statistik ¹⁾	λ -max Statistik	trace Statistik	mod. trace Statistik ¹⁾
Lag 2	r = 0	11,08*	15,66	14,97	8,56	12,69	12,13
	r ≤ 1	4,58	4,58	4,38	4,13	4,13	3,95
Lag 3	r = 0	13,19*	17,36	16,22	14,68**	19,32**	18,05**
	r ≤ 1	4,17	4,17	3,90	4,64	4,64	4,33
Lag 5	r = 0	20,94***	27,14***	24,16***	14,27**	20,15***	17,94**
	r ≤ 1	6,20	6,20	5,52	5,89	5,89	5,24
Optimale Lag-Ordnung ²⁾		Lag 2 (HQ, SC) Lag 5 (AIC, LR)			Lag 2 (SC) Lag 3 (AIC, HQ, LR)		
Kointegrationsbeziehung Ladungskoeffizienten (t-Werte)		Lag 5: $\beta = (1, -0,67, -2,93)$ $\alpha_1 = -0,060 (-1,539)$ $\alpha_2 = 0,152 (2,441)$			Lag 3: $\beta = (1, -0,77, -2,47)$ $\alpha_1 = -0,024 (-0,798)$ $\alpha_2 = 0,119 (2,885)$		
		Umlaufrendite und Dreimonatszins in den USA			Umlaufrendite und Tageszins in den USA		
VECM Ordnung	Nullhypothese über Rang r	λ -max Statistik	trace Statistik	mod. trace Statistik ¹⁾	λ -max Statistik	trace Statistik	mod. trace Statistik ¹⁾
Lag 2	r = 0	12,17*	13,05	12,48	10,16	14,11	13,49
	r ≤ 1	0,89	0,89	0,85	3,95	3,95	3,78
Lag 3	r = 0	10,44*	11,31	10,56	12,39*	15,96	14,91
	r ≤ 1	0,88	0,88	0,82	3,57	3,57	3,34
Lag 5	r = 0	15,63**	16,57	14,75	21,66***	25,19***	22,42***
	r ≤ 1	0,94	0,94	0,84	3,53	3,53	3,14
Optimale Lag-Ordnung ²⁾		Lag 2 (AIC, HQ, SC) Lag 5 (LR)			Lag 2 (SC) Lag 3 (AIC, HQ, LR)		
Kointegrationsbeziehung Ladungskoeffizienten (t-Werte)		Lag 3: $\beta = (1, -0,98, -1,89)$ $\alpha_1 = -0,120 (-2,461)$ $\alpha_2 = 0,017 (0,337)$			Lag 2: $\beta = (1, -0,74, -2,72)$ $\alpha_1 = -0,089 (-2,113)$ $\alpha_2 = 0,055 (1,295)$		

Anmerkungen: Grundsätzlich wie in Tabelle 1. VECM für Deutschland mit einem und für die USA mit mehreren Sprungdummies für Ausreißer (siehe Ausführungen in Abschnitt 4.3). * signifikant auf dem 90 %-Konfidenzniveau nach Hansen/Juselius (1995, HJ); **, *** signifikant auf dem 90 %- bzw. 95 %-Konfidenzniveau nach Osterwald-Lenum (1992, O-L). Kritische Werte wie in Tabelle 1. - 1) mod. Trace = $-(T-np)\sum \ln(1-\lambda_i)$; modifizierte trace-Statistik mit Small-sample-Korrektur nach Reimers (1992) - 2) Informationskriterien nach Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) und Schwarz (SC); Likelihood-ratio-Ausschlußtest (LR).

klang mit der Erwartungstheorie auf -1 restringiert werden; der p-Wert für den Test dieser Restriktion ist mit 0,18 allerdings recht niedrig. Für den Tagesgeldsatz beträgt der p-Wert dagegen 0,51, so daß die Restriktion in diesem Fall besser abgesichert ist.

Die Kointegrationsbeziehung zwischen Umlaufrendite und Dreimonatszins in den USA gleicht hingegen bereits in unrestringierter Form den theoretischen Werten. Der Koeffizient des Geldmarktzinses beträgt beinahe Eins (0,98) und die Konstante gleicht ungefähr dem Mittelwert des Spread. Die Anpassung an Spreadveränderungen erfolgt hier allerdings nur durch den Kapitalmarktzins, der eine signifikant negative Ladung aufweist. Die insignifikante (positive) Ladung für die dreimonatige Treasury bill rate bedeutet analog zum deutschen Fall nicht notwendigerweise, daß die Fed die Geldmarktzinsen besser steuern kann; genau genommen sagt sie nur, daß in der Zinsstruktur keine Informationen enthalten sind, die neben den verzögerten Endogenen einen eigenständigen signifikanten Beitrag zur Prognose des Geldmarktzinses leisten. Diese Aussage gilt wieder nur für die Gesamtheit des Untersuchungszeitraums. Ein solches einem Random walk ähnliches Verhalten der Geldmarktzinsen kann aus einem starken Zinsglättungsmotiv (sog. Mankiw/Miron-Hypothese) und einer akkommodierenden Haltung der Notenbank resultieren.⁶⁸ Dazu paßt, daß der erwartungstheoretisch begründete Prognosegehalt der Zinsstruktur gerade für die nicht ganz kurzfristigen Prognosehorizonte von drei Monaten oder etwas darüber (und insbesondere für den Dreimonatszins als kurzfristigem Satz) in den empirischen Untersuchungen besonders gering ausfällt.⁶⁹ Die Ergebnisse für die Federal funds rate als Kurzfristzins sind sehr ähnlich, nur daß der unrestringierte Koeffizient für die Funds rate in der Kointegrationsbeziehung wie im Falle Deutschland bei ungefähr 0,75 liegt, allerdings nur mit einem p-Wert von 0,17 auf Eins restringiert werden kann.

Lehnt man die erwartungstheoretische Parameterrestriktion ab, muß der unrestringierte Kointegrationsvektor interpretiert werden. Dabei wird zumeist auf die Existenz zeitvariabler Termin- oder Risikoprämien zurückgegriffen. Diese Prämien können in zu kleinen Stichproben zu einer Verzerrung des geschätzten Kointegrationskoeffizienten nach unten führen. Die Kointegrationsbeziehung kann aber auch Informationen über die gleichge-

⁶⁸ Vgl. hierzu Rudebusch (1995), S. 246, der diesen Gedanken erstmals formalisierte. Ein ähnliches Argument stammt von McCallum, das in Kapitel 6 kurz skizziert wird.

⁶⁹ Ebenda, S. 248 ff.

wichtige Risikoprämie liefern und genau die Kräfte widerspiegeln, die eine stationäre Beziehung zwischen den Zinsen begründen.⁷⁰

Sind die Zinsen jedoch tatsächlich stationär mit nur sehr träger Mean-reversion, kann ein Koeffizient der kurzfristigen Zinsen in der Niveaubeziehung von kleiner als Eins auch mit einer relativ geringen Erwartungselastizität der Kapitalmarktzinsen in bezug auf Änderungen des Kurzfristzinses erklärt werden, die wiederum etwas mit vergleichsweise stabil verankerten langfristigen Inflationserwartungen und der Glaubwürdigkeit der Geldpolitik zu tun haben könnte.⁷¹ Wenn die Marktakteure z. B. den Kurzfristzins als reinen Random walk ansähen, müßte sich der Langfristzins bereits in der laufenden Periode 1:1 an Änderungen des Geldmarktsatzes anpassen, da der aktuelle Kurzfristzins die optimale Prognose aller künftigen Sätze darstellt. Eine Inversion der Zinsstruktur ist unter diesen Bedingungen nur zufällig und sehr kurzfristig möglich, und der Spread ist unkorreliert mit künftigen Zinsänderungen, obwohl die Erwartungstheorie gilt. Wenn hingegen die Erwartung vorherrscht, daß die Zentralbank langfristig ein bestimmtes „normales“ Zinsniveau realisiert (das wiederum mit den Inflationszielen in Zusammenhang steht), paßt sich der Kapitalmarktzins nur unterproportional an aktuelle Änderungen des Geldmarktsatzes an. Unter diesen Bedingungen kann es auch bei Existenz einer positiven Risikoprämie zu einer länger andauernden Inversion der Zinsstruktur kommen. Vergleicht man das Verhalten der kurz- und langfristigen Zinsen in Deutschland und den USA miteinander, so steht es zumindest nicht im Widerspruch zu dieser Interpretation. In Deutschland kommt es häufiger und über längere Zeiträume zu einer Inversion der Zinsstruktur, und die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen verläuft weitaus stetiger. In den USA bewegen sich Lang- und Kurzfristzins hingegen eher parallel; eine inverse Zinsstruktur ist sehr selten und seit dem geldpolitischen Regimewechsel Anfang der 80er Jahre gar nicht mehr zu beobachten. Hierzu paßt auch die schwache Exogenität der amerikanischen Geldmarktzinsen.

⁷⁰ Siehe Hamilton (1994), S. 651. Angenommen, das System befände sich in einem Ruhezustand, so daß die erwarteten Änderungen des Kurzfristzinses über den gesamten Erwartungshorizont Null seien. Nach Gleichung (4.10) entspricht dann der „gleichgewichtige“ Spread $R^* - r^*$ der „gleichgewichtigen“ durchschnittlichen Terminprämie θ^* . In dieser Situation müßte dann auch der Fehlerkorrekturterm $R^* - \beta_1 r^* - \beta_0$ Null sein. Für die Terminprämie gilt dann entsprechend: $\theta^* = \beta_0 - (1 - \beta_1) r^*$, so daß sie abhängig ist vom jeweiligen Niveau des Kurzfristzinses. Je nach Höhe des Geldmarktsatzes ist der „gleichgewichtige“ Spread mal hoch und mal niedrig. Ist $\beta_0 < (1 - \beta_1) r^*$ erfüllt, könnte sogar eine inverse Zinsstruktur Bestand haben. Allerdings wäre die Risikoprämie unter diesen Annahmen ebenfalls nicht-stationär bzw. near-integrated. Dies konfliktiert zwar mit den gängigen theoretischen Ansätzen zur Bestimmung der Risikoprämie (z. B. Consumption-CAPM); steht aber im Einklang mit vielen empirischen Ergebnissen aus der Kointegrationsliteratur.

⁷¹ Vgl. in einem ähnlichen Zusammenhang Estrella/Mishkin (1997), S. 1377.

5.3 Zinsstruktur und internationaler Zinsverbund im vierdimensionalen VECM

Mit dem vierdimensionalen VECM, das heißt einem Modell mit vier endogenen Variablen, können die nationalen und internationalen Zinszusammenhänge im Sinne der EHTS und der UIP (unter RE) simultan überprüft werden. Die endogenen Variablen sind die zehnjährigen Umlaufrenditen Deutschlands und der USA sowie die Zinsen für Tagesgeld in beiden Ländern.^{72, 73}

Die nähere Modellspezifikation wird im folgenden Unterabschnitt beschrieben. Neben der Bestimmung der Lag-Ordnung vor dem Hintergrund einiger beträchtlicher Zinsausreißer wird auch noch einmal kurz diskutiert, wieso im Rahmen dieses Ansatzes auf eine Wechselkursvariable vollkommen verzichtet werden kann. Eine wesentliche Aufgabe wird mit der Bestimmung des Kointegrationsrangs geleistet. Die gefundenen Kointegrationsbeziehungen werden im anschließenden Abschnitt Restriktionentests unterzogen, um sie entweder im Sinne nationaler oder internationaler Zinszusammenhänge zu identifizieren. Dieser Teil endet mit den üblichen Tests auf schwache Exogenität, mit denen diejenigen Variablen identifiziert werden können, die unabhängig von den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen sind.

5.3.1 Modellspezifikation und Bestimmung des Kointegrationsrangs

Eine plausible Spezifikation des VECM gelingt im vorliegenden Fall nur, wenn neben den formalen Auswahlkriterien für die Lag-Ordnung vor allem die Residueneigenschaften

⁷² Zum Vergleich werden im Rahmen der engeren Kointegrationsanalyse auch die Resultate für die jeweiligen Dreimonatssätze angegeben. Da die Ergebnisse für Tages- und Dreimonatsszinsen in ihren qualitativen Aussagen recht ähnlich ausfallen, wird nach der Bestimmung des Kointegrationsrangs nur noch mit den Tageszinsen gearbeitet. Für diese Sätze sind die geschätzten Zusammenhänge in der Regel etwas signifikanter. Zudem sind sie aus geldpolitischer Sicht interessanter, da sie viel enger mit den laufenden Notenbanksätzen zusammenhängen als die Terminzinsen, die stärker von kurzfristigen Politikerwartungen geprägt sind.

⁷³ Für einen ähnlichen Ansatz entschied sich jüngst Hansen (1996). Sein Modell unterscheidet sich jedoch nicht nur in der näheren Spezifikation, sondern auch in einigen wichtigen Ergebnissen. So wählt Hansen etwa für die Geldmarktsätze den deutschen Dreimonatsszins und den US-Tageszins, also Zinsen unterschiedlicher Fristigkeit. Des weiteren taucht in seinem Modell weder in den Kointegrationsbeziehungen noch in der Kurzfrisdynamik eine Konstante auf. Er testet insofern die EH und die UIP in reiner Form, d. h. ohne Risikoprämien, so daß im langfristigen Gleichgewicht vollständige Konvergenz der nationalen und internationalen Zinsen verlangt wird. Ein weiterer Unterschied besteht in der Periodenwahl: Hansen testet über den Zeitraum 1970/III bis 1992/II. Auch Dankenbring (1997) hat zeitlich unabhängig ein ähnliches Modell als Schätzansatz gewählt. Er verwendete allerdings Monatsdaten und analysierte das VECM in erster Linie über kürzere Subperioden, um Strukturveränderungen aufzuspüren. Die Ergebnisse sind von daher nicht vergleichbar.

berücksichtigt werden; aber auch die ökonomische Plausibilität der Ergebnisse und die zeitliche Modellstabilität spielen hierbei eine Rolle.

Unabhängig von der Lag-Ordnung lassen sich im vierdimensionalen Modell keine zumindest halbwegs mit den Annahmen (NIID) verträglichen Residuen erzeugen, ohne auf Sprungdummies zurückzugreifen. Diese Dummies, die in einem einzigen Quartal den Wert Eins annehmen und sonst Null sind, sollen einige Zinsausreißer kontrollieren. Solche außergewöhnlich hohen Zinssprünge können aufgrund ihres hohen Gewichts Teststatistiken, aber auch die Koeffizientenschätzungen wesentlich verzerren.⁷⁴

Fast alle Ausreißer stammen aus der Periode Oktober 1979 bis Oktober 1982, in der die amerikanische Notenbank einen markanten Wechsel ihres strategischen und operativen Steuerungsregimes vollzog. Die Volatilität der Geldmarktzinsen stieg in diesem Zeitraum sehr stark an: die Standardabweichung der (vierteljährlichen) Federal funds rate hat sich gegenüber vorher und danach etwas mehr als verdreifacht. Diese Effekte blieben nicht auf den Geldmarkt beschränkt, sondern breiteten sich über das gesamte Zinsspektrum in den USA und sogar über die ausländischen Finanzmärkte aus.⁷⁵ Des Weiteren wurden im Frühjahr 1980 Kreditkontrollen eingeführt, die eine entsprechend verringerte Reserven-Nachfrage der Banken bewirkten, woraufhin die Federal funds rate in nur zwei Monaten von $17 \frac{1}{2} \%$ auf $9 \frac{1}{2} \%$ fiel; nach Aufhebung der Kontrollen stieg sie bis Dezember 1980 wieder auf knapp 19% an.⁷⁶

Es erscheint sinnvoll, solche singulären Zinsschocks in dem gegebenen Modellrahmen nicht zu endogenisieren, sondern sie über Sprungdummies zu neutralisieren.⁷⁷ Da sich die Sprünge der Funds rate über diese spezifische Zweijahresperiode im Ergebnis gegenseitig ungefähr kompensieren, ist die Annahme plausibel, daß diese Dummies ausschließlich die Kurzfristedynamik des VECM beeinflussen und die langfristigen Kointegrationsbeziehungen nicht berühren. Daher wird auch auf die Simulation neuer kritischer Werte für die

⁷⁴ Solche Sprung- oder Impulsdummies sind durchaus üblich und können insbesondere die Residueneigenschaften wesentlich verbessern. Vgl. Harris (1995), S. 129 f und Hoffman/Rasche (1996), S. 497.

⁷⁵ Siehe Bisignano (1983), S. 13. Die amerikanischen Zinsbewegungen wurden auch in starkem Maße nach Deutschland übertragen, so daß ab Anfang der 80er Jahre ein scheinbar stärkerer Zinsverbund festzustellen war (siehe Abbildung 2).

⁷⁶ Größere Sprünge in der Federal funds rate verteilten sich über die gesamte Regimephase und waren in Prozentpunkten für Vierteljahresdurchschnitte gerechnet in folgenden Quartalen besonders hoch: 79/IV (+ 2,6), 80/II (- 2,4), 80/IV (+ 6,0), 81/IV (- 4,0), 82/III (- 3,5), 82/IV (- 1,7).

⁷⁷ Die Dummies werden entsprechend dem Jahr und dem Quartal, in dem der große Zinssprung auftrat, mit DUS794, DUS802, DUS804, DUS814, DUS823, DUS824 und DUS844 bezeichnet.

Kointegrationstests verzichtet, obwohl jede Art von Dummyvariablen die Grenzverteilungen für die Teststatistiken grundsätzlich verändern können.⁷⁸

Neben den US-Regimedummies wird auch mit einer Dummy für den starken Sprung der deutschen Rendite im ersten Quartal 1990 experimentiert (DD901), der mit der Ankündigung der deutsch-deutschen Währungs- und Wirtschaftsunion einherging. Nautz/Wolters (1996) zeigen in einem ähnlichen Sachzusammenhang, daß eine solche Dummy die statistische Absicherung der Schätzparameter erhöhen kann, ohne die Modellstruktur zu verändern.⁷⁹ Im vorliegenden Fall sollen die US-Dummies hingegen gerade strukturelle Änderungen bewirken; die Summe ihrer Einflüsse soll verhindern, daß das Regressionsmodell kurz aufeinanderfolgende, sich im Endeffekt kompensierende Zinsschocks außergewöhnlichen Ausmaßes durch entsprechende Lag- und Parameterwahl endogenisiert. So besitzen in dem VECM ohne diese Regimedummies die verzögerten deutschen Zinsen einen ökonomisch unplausibel starken Einfluß auf die US-Zinsen, der nach Einfügung der Dummies auf ein vernünftig erscheinendes Maß reduziert wird.

Doch auch mit diesen Dummies bieten die verschiedenen Auswahlkriterien für die Lag-Ordnung wie im bivariaten Fall ein uneinheitliches Bild (siehe Tabelle 3). Die Lag-Obergrenze für die entsprechenden formalen Tests wird a priori auf 6 festgelegt, so daß der Schätzzeitraum einheitlich mit dem dritten Quartal 1975 beginnt. Nach dem Akaike-Kriterium und nach dem Likelihood-ratio-Test müßte das System mit der hohen Ordnung 6 geschätzt werden. Der statistisch signifikante Einfluß geht allerdings vor allem von der sechsten Verzögerung aus; die Lags 4 und 5 liefern keinen signifikanten Erklärungsbeitrag. Das HQ- und das Schwarz-Kriterium bevorzugen einheitlich Lag 2. Obwohl es durchaus Gründe gibt, die eine hohe Lag-Ordnung auch bei Finanzmarktdaten rechtfertigen können, bewirkt sie in der Regel eine starke Überparametrisierung;⁸⁰ der Verlust an Freiheitsgraden führt zu vielen insignifikant geschätzten Koeffizienten, die sich insbesondere bei der Berechnung der Impuls-Antwort-Funktionen negativ bemerkbar machen können.⁸¹ Unter

⁷⁸ Siehe Hansen/Juselius (1995), S. 15.

⁷⁹ Siehe Nautz/Wolters (1996), S. 497.

⁸⁰ Zum einen kann eine hohe Lag-Ordnung notwendig sein, um die Moving-average-Komponenten eines allgemeinen VARMA-Modells durch ein endliches VAR approximieren zu können. Zum anderen ist es wahrscheinlich, daß VARs mit einer höheren Lag-Ordnung langfristige mean-reversion Eigenschaften besser einfangen können, falls die Zinsen tatsächlich nur near-integrated sind (vgl. Kasa, 1992, S. 111). Im vorliegenden Fall müssen aber für ein VAR(6) genau $4 \times 4 \times 6 = 96$ Koeffizienten allein für die verzögerten Endogenen geschätzt werden.

⁸¹ Die Impuls-Antwort-Funktionen für den Lag 6 zeigen tatsächlich in den meisten Fällen einige Instabilitäten, die in reduzierten Systemen nicht auftreten.

Berücksichtigung vor allem des Residuenverhaltens, aber auch der ökonomischen Plausibilität der geschätzten Koeffizienten und der zeitlichen Modellstabilität stellt sich die Lag-Ordnung 3 als vernünftige Modellspezifikation heraus. Diese Ordnung ist auch nach drei von vier Kriterien optimal für das spätere Referenzmodell, das „partielle VECM“, in dem die Federal funds rate als exogene Variable behandelt wird.⁸²

Des Weiteren wurde im Vorfeld getestet, ob neben den vier Zinssätzen andere endogene oder exogene Variablen aufzunehmen sind. Von besonderem theoretischen Interesse gemäß der Gleichungen (4.2) und (4.3) ist die Änderungsrate des D-Mark/US-Dollar-Wechselkurses. Die prozentuale Wechselkursänderung als zusätzliche Endogene erhöht aufgrund ihrer Stationarität zwar den Kointegrationsrang um Eins und hängt deutlich von der Zinsentwicklung ab. Sie übt aber umgekehrt nur einen allenfalls schwach signifikanten Einfluß auf die Kurzfrisdynamik der Zinsen aus. Aus der sehr hohen Volatilität der Wechselkursänderungen resultieren jedoch eine deutliche Verschlechterungen der statistischen Modelleigenschaften (Residuenvarianzen, ARCH-Effekte und Prognosefehler) und eine rekursive Instabilität des fünfdimensionalen VECM. Daher erscheint es angemessen, auf diese Variable als zusätzliche Endogene zu verzichten.⁸³

Als eine erste Hauptaufgabe muß der Kointegrationsrang r bestimmt werden. Aus der theoretischen Analyse in Abschnitt 4.3 wissen wir, daß das System der vier Zinsen höchstens drei linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen enthalten kann. In Tabelle 3 werden die entsprechenden Teststatistiken für die Lags 1, 2, 3 und 6 für das VECM mit Tageszinsen und das Modell mit Dreimonatszinsen angegeben, um einen Eindruck von der mangelnden Eindeutigkeit zu geben. Die Teststatistiken sind für die Tageszinsen ähnlich, aber in der Regel höher als für die Dreimonatszinsen, so daß die Kointegrationshypothesen im Falle ersterer statistisch besser abgesichert sind. Die nachfolgenden Ausführungen beschränken sich auf das VECM mit Zinsen für Tagesgeld. Nur in einem Fall - Lag 6 nach der λ -max Statistik - kann es mehr als zwei Kointegrationsbeziehungen geben. Korrigiert

⁸² Tabelle 6 enthält eine Residuenanalyse für das VECM mit und ohne Dummies und für das partielle VECM. Man erkennt, daß die Residuenprobleme in erster Linie die Federal funds rate betreffen. Im Modell ohne Dummies sind die Residuen aus der Funds rate-Gleichung stark heteroskedastisch und leptokurtisch; die Standardabweichung ist doppelt so hoch wie in der Dummyversion. Die verbleibenden Probleme können in dem partiellen VECM durch die Behandlung der Federal funds rate als exogene Variable weitgehend behoben werden.

⁸³ Ähnliches gilt für die vierteljährlichen Aktienerträge (prozentuale Änderungsraten breiter Performanceindizes für den amerikanischen (Standard & Poors 500) und den deutschen Aktienmarkt (CDAX)) und für die Änderungsrate des HWWA-Rohstoffpreisindex zur Erfassung der Ölpreisschocks als mögliche exogene Variablen.

man diese Statistik um Small-sample-Effekte (siehe die modifizierte trace-Statistik in Tabelle 2), ist auch hier die dritte Kointegrationsbeziehung nicht mehr signifikant. In allen übrigen Fällen liegt an der trace-Statistik gemessen nur eine Kointegrationsbeziehung vor. Nach der λ -max-Statistik ist hingegen auch eine zweite Kointegrationsbeziehung auf dem 10 %-Niveau signifikant (für Lag 1 und 3 eindeutig, für Lag 2 fast). Da die λ -max-Statistik zum einen robuster gegen die niedrigen Werte für die kleinsten Eigenwerte ist, kann von zwei Kointegrationsbeziehungen ausgegangen werden. Diese Annahme läßt sich durch folgende Tatsachen weiter erhärten: a) Eine rekursive Schätzung des Systems zeigt, daß der zweite Eigenwert immer auf dem 5 %-Niveau signifikant von Null verschieden ist (siehe Abbildung A.1).⁸⁴ b) Für beide Kointegrationsvektoren sind in unrestringierter Form jeweils zwei Ladungskoeffizienten signifikant, in restringierter Form zumindest einer. c) Beide (als nationale Zinsstrukturbeziehungen restringierte) Kointegrationsbeziehungen sehen wie stationäre Prozesse aus (siehe Abbildung A.2). Das VECM wird für die weiteren Untersuchungen daher mit der Lag-Ordnung 3 und einem Kointegrationsrang von 2 geschätzt.

⁸⁴ Dieser Test wird standardmäßig in der rekursiven Analyse mit CATS angeboten. Zu seiner Konstruktion siehe das Handbuch von Hansen/Juselius (1995).

Tabelle 3: Johansen-Tests auf Kointegration im vierdimensionalen VECM

VECM Ordnung	Nullhypothese über Rang r	Umlaufrendite und Tageszinsen $z_t' = (RD_t, IT_t, RUS_t, FFR_t)$			Umlaufrendite und Dreimonatszinsen $z_t' = (RD_t, I3M_t, RUS_t, TB3M_t)$		
		Eigen- werte	λ -max Statistik	trace Statistik	Eigen- werte	λ -max Statistik	trace Statistik
Lag 1	r = 0	0,33	35,83***	60,36***	0,29	30,89***	54,32***
	r ≤ 1	0,16	15,74*	24,54	0,14	14,15*	23,43
	r ≤ 2	0,08	7,85	8,80	0,10	9,17	9,28
	r ≤ 3	0,01	0,95	0,95	0,00	0,12	0,12
Lag 2	r = 0	0,22	22,09*	49,80**	0,21	20,91*	45,20
	r ≤ 1	0,14	13,19	27,71	0,14	13,46	24,29
	r ≤ 2	0,13	12,69*	14,52	0,10	9,98	10,38
	r ≤ 3	0,02	1,83	1,83	0,01	0,93	0,93
Lag 3	r = 0	0,24	24,76*	51,77**	0,18	18,37*	41,03
	r ≤ 1	0,16	15,31*	27,00	0,14	13,80	22,66
	r ≤ 2	0,10	9,88	11,69	0,07	6,95	8,86
	r ≤ 3	0,02	1,82	1,82	0,02	1,91	1,91
Lag 6	r = 0	0,35	39,71***	81,04***	0,34	37,83***	65,51***
	r ≤ 1	0,23	23,66***	41,31***	0,20	20,28**	27,68
	r ≤ 2	0,16	16,21***	17,67	0,07	6,49	7,40
	r ≤ 3	0,02	1,47	1,47	0,01	0,91	0,91
Optimale Lag-Ordnung ¹⁾		Lag 2 (HQ, SC) Lag 6 (AIC, LR)			Lag 2 (HQ, SC) Lag 6 (AIC, LR)		
Kritische Werte ...		HJ 90 %*		O-L 90 %**	O-L 95 %***		
... für die λ -max Statistik		H0: r = 0	18,03	25,56	28,14		
		H0: r ≤ 1	14,09	19,77	22,00		
		H0: r ≤ 2	10,29	13,75	15,67		
		H0: r ≤ 3	7,50	7,52	9,24		
... für die trace Statistik		H0: r = 0	49,92	49,65	53,12		
		H0: r ≤ 1	31,88	32,00	34,19		
		H0: r ≤ 2	17,79	17,85	19,96		
		H0: r ≤ 3	7,50	7,52	9,24		

Anmerkungen: Schätzung des VECM mit Quartalswerten von 1975/III bis 1998/I; endogene Variablen: RD, RUS (zehnjährige Umlaufrendite für Deutschland und die USA); IT, FFR (deutscher und amerikanischer Tageszins), I3M, TB3M (deutscher und amerikanischer Dreimonatszins). - * signifikant auf dem 90 %-Konfidenzniveau nach Hansen/Juselius (1995, HJ); **, *** signifikant auf dem 90 %- bzw. 95 %-Konfidenzniveau nach Osterwald-Lenum (1992, O-L). - 1) Informationskriterien nach Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) und Schwarz (SC); Likelihood-ratio-Ausschlußtest (LR).

5.3.2 Modellierung der Langfristbeziehungen: Identifikation der Kointegrationsvektoren und Tests auf schwache Exogenität

Im oberen Teil A der Tabelle 4 sind die Schätzergebnisse für die beiden unrestringierten, das heißt nicht identifizierten Kointegrationsvektoren β_i mit ihren entsprechenden Ladungsvektoren α_i ($i = 1, 2$) angegeben, wobei der Koeffizient für die deutsche Rendite und für die US-Rendite im ersten bzw. zweiten Kointegrationsvektor willkürlich auf Eins normiert ist (die ebenfalls in den Tabellen 4 und 5 angegebenen Resultate für das „partielle VECM“ werden erst im folgenden Abschnitt besprochen). Im nächsten Schritt sind den theoretischen Vorstellungen entsprechende Restriktionen zu testen, mit denen die Kointegrationsvektoren nach klassischen Kriterien identifiziert und somit strukturell bzw. ökonomisch interpretiert zu können. Die Identifikation im Sinne paarweiser, nationaler oder internationaler Zinsbeziehungen erfordert jeweils zwei Nullrestriktionen in jedem Kointegrationsvektor.⁸⁵ Die identifizierenden Restriktionen lassen sich als folgende Hypothese testen:

$$\beta = (\beta_1, \beta_2) = (H_1\phi_1, H_2\phi_2).$$

Die Matrizen H_i sind von der Ordnung $(n+1) \times s_i$ und beinhalten die linearen Restriktionen für die jeweiligen Kointegrationsvektoren β_i . Der $(s_i \times 1)$ -Vektor ϕ_i enthält die unbekannt, frei zu schätzenden Kointegrationsparameter ohne Normalisierungen. s_i bestimmt sich dabei nach $s_i = n + 1 - m_i$, mit m_i der Anzahl an Restriktionen. Für den Test paarweiser Kointegration der Zinsen gilt jeweils $m_i = 2$ und somit $s_i = 3$. Der Test basiert auf einer Maximum-Likelihood-Schätzung und der Lösung des oben beschriebenen Eigenwertproblems unter Geltung der Restriktionen in H_i . Die Relation der maximierten Likelihood-Funktionen für das restringierte und das unrestringierte Modell führt zu einer Likelihood-ratio-Teststatistik, die asymptotisch $\chi^2(df)$ -verteilt ist mit $df = \sum_{i=1}^r (n+1 - m_i + 1 - s_i)$ Freiheitsgraden.⁸⁶

⁸⁵ Genaue Identifikation erfordert $m_i = r-1$ Restriktionen in jedem Kointegrationsvektor. Da sich in diesem Fall die Likelihood-Funktionen nicht verändern, können nur überidentifizierende Restriktionen ($m_i > r-1$) statistisch getestet werden. In dem vorliegenden Fall werden zumindest zwei und daher überidentifizierende Restriktionen auferlegt, die dementsprechend testbar sind. Siehe Johansen/Juselius (1994), S. 20-22.

⁸⁶ Zur Konstruktion des Likelihood-ratio-Tests für lineare β -Restriktionen siehe Johansen/Juselius (1990), S. 193 f. Zur Identifikation und zur Bestimmung der Freiheitsgrade in dem vorliegenden Problem siehe

Für den Vektor $(z_t', 1)' = (RD_t, IT_t, RUS_t, FFR_t, 1)'$ mit den Niveauvariablen und der Konstanten sehen die H_i folgendermaßen aus, wenn der erste und der zweite Kointegrationsvektor die deutsche bzw. die amerikanische Zinsstruktur bilden sollen:

$$H_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad H_2 = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Die geschätzten Kointegrationsvektoren und die Ergebnisse des Likelihood-ratio-Tests für die Hypothese nationaler Zinsstrukturen befinden sich im oberen Teil B der Tabelle 4. Der hohe p-Wert von 0,63 zeigt, daß diese Restriktionen keine signifikanten Änderungen der Likelihood-Funktionen bewirken und somit mit den Kointegrationseigenschaften des VECM vereinbar sind. Die geschätzten (und normierten) Zinsstrukturbeziehungen haben eine Ähnlichkeit mit den Kointegrationsbeziehungen der entsprechenden bivariaten Analysen, nur daß der Koeffizient des Geldmarktzinses für die USA (absolut) höher und für Deutschland etwas niedriger ist. Der Kointegrationsparameter für die Federal funds rate ist des weiteren nicht signifikant verschieden von minus Eins.

Die Testergebnisse für alternative Kointegrationshypothesen (z. B. über den internationalen Zinsverbund) werden im nächsten Abschnitt für das partielle VECM als Referenzmodell angegeben. Eine notwendige Vorstufe für die Schätzung eines partiellen Modells sind Tests auf schwache Exogenität der endogenen Variablen des Systems. Eine schwach exogene Größe ist unabhängig von den Kointegrationsbeziehungen, so daß sie insignifikante Ladungen besitzen sollte. Dies ist über entsprechende Nullrestriktionen auf die Ladungsvektoren zu überprüfen. Ein solcher Test bietet sich z. B. für die Federal funds rate an; im VECM mit unrestringierten und restringierten Kointegrationsvektoren sind ihre beiden Ladungskoeffizienten jeweils insignifikant (sie stehen in der vierten Zeile von α_1 und α_2 , siehe Teil A und B der Tabelle 4). Schwache Exogenität des kurzfristigen US-Zinses prüft insofern die Hypothese $\alpha_{41} = \alpha_{42} = 0$. Das Testergebnis für den entsprechenden LR-Test als verbundene Hypothese mit den Restriktionen auf die Kointegrationsvek-

Johansen/Juselius (1994), S. 14-17 und S. 24. Dabei ist berücksichtigt, daß sich die Zahl der Freiheitsgrade durch die Konstante in der Kointegrationsbeziehung um Eins erhöht (deshalb p+1 statt p).

Tabelle 4: Kointegrationsvektoren β und Ladungskoeffizienten α für das unbedingte und das partielle VECM(3)

Schätzung der VECM(3) mit Kointegrationsrang $r = 2$, so daß sie entsprechend Gleichung (5.3) bzw. Gleichung (5.5) und nach Trennung der Matrix $\alpha\beta'$ in die einzelnen Kointegrationsbeziehungen wie folgt aussehen:

$$\text{VECM: } \Delta z_t = (\dots) + \alpha_1 \beta'_1 z_{t-1} + \alpha_2 \beta'_2 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{partiell VECM: } \Delta z_t^* = (\dots) + \alpha_1^* \beta'_1 z_{t-1} + \alpha_2^* \beta'_2 z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Kurzfrisdynamik durch (...) symbolisiert. Kointegrationskonstante in Niveauektor z_t integriert. t-Werte (für die Ladungskoeffizienten α) bzw. Standardfehler (für die restringierten β -Koeffizienten) in Klammern.

A. Unrestringierte Schätzung:

		alpha1	alpha2		beta1	beta2
VECM	ΔRD	-0,044 (-2,55)	-0,038 (-1,89)	RD	1	-1,091
	ΔIT	0,039 (1,61)	-0,073 (-2,62)	IT	-0,720	0,473
	ΔRUS	-0,071 (-2,62)	-0,085 (-2,72)	RUS	1,058	1
	ΔFFR	0,042 (1,38)	-0,018 (-0,51)	FFR	-0,806	-0,947
				1	-5,738	3,176
Partielles VECM	ΔRD	-0,093 (-3,19)	-0,046 (-1,38)	RD	1	-0,843
	ΔIT	0,091 (1,97)	-0,098 (-1,86)	IT	-0,482	0,264
	ΔRUS	-0,115 (-2,41)	-0,146 (-2,68)	RUS	0,256	1
				FFR	-0,329	-0,615
				1	-3,936	0,625

B. Kointegrationsvektoren restringiert als nationale Zinsstrukturen

		alpha1	alpha2		beta1	beta2
VECM <i>LR(2) = 0,91</i> <i>(p-Wert 0,63)</i>	ΔRD	-0,033 (-1,09)	-0,080 (-3,27)	RD	1	0
	ΔIT	0,124 (2,84)	-0,043 (-1,24)	IT	-0,525 (0,92)	0
	ΔRUS	-0,022 (-0,45)	-0,147 (-3,77)	RUS	0	1
	ΔFFR	0,058 (-1,05)	-0,004 (-0,10)	FFR	0	-0,949 (0,10)
				1	-3,859 (0,57)	-1,667 (0,78)
Partielles VECM <i>LR(2) = 3,20</i> <i>(p-Wert 0,20)</i>	ΔRD	-0,038 (-1,19)	-0,084 (-2,95)	RD	1	0
	ΔIT	0,144 (2,94)	-0,048 (-1,10)	IT	-0,585 (0,11)	0
	ΔRUS	-0,043 (-0,84)	-0,140 (-3,03)	RUS	0	1
				FFR	0	-0,824 (0,10)
				1	-3,674 (0,67)	-2,201 (0,80)

C. Kointegrationsvektoren restringiert als nationale Zinsstrukturen und Federal funds rate (FFR) als schwach exogene Variable im unbedingten VECM

		alpha1	alpha2		beta1	beta2
VECM <i>LR(4) = 1,87</i> <i>(p-Wert 0,76)</i>	ΔRD	-0,041 (-1,26)	-0,080 (-3,27)	RD	1	0
	ΔIT	0,143 (3,07)	-0,044 (-1,25)	IT	-0,495 (0,88)	0
	ΔRUS	-0,039 (-0,75)	-0,146 (-3,73)	RUS	0	1
	ΔFFR	0	0	FFR	0	-0,947 (0,10)
				1	-4,102 (0,55)	-1,651 (0,76)

Anmerkungen: Schätzung der VECM mit Quartalswerten von 1975/III bis 1998/I; endogene (bzw. schwach exogene) Variablen: RD, RUS (zehnjährige Umlaufrendite für Deutschland und die USA); IT, FFR (deutscher und amerikanischer Tageszins). Die jeweilige Likelihood-ratio-Statistik LR(df) testet die Signifikanz der angegebenen Restriktionen und ist χ^2 verteilt mit df Freiheitsgraden.

toren ist in Teil C der Tabelle 4 und in Teil B der Tabelle 5 angegeben. Der hohe p-Wert von 76 % bestätigt die Erwartung, daß die Federal funds rate im vorliegenden System schwach exogen ist. Sie ist auch die einzige schwach exogene Größe, wie die in der linken Hälfte der Tabelle 5 zusammengefaßten Testergebnisse für die übrigen Variablen mit und ohne β -Restriktionen zeigen.

Tabelle 5: Tests auf schwache Exogenität

<i>A. Tests bei unrestringierten Kointegrationsvektoren</i>				
	VECM		partiell VECM	
	$\chi^2(2)$	p-Wert	$\chi^2(2)$	p-Wert
RD	5,70	0,06	9,57	0,01
IT	6,70	0,04	5,59	0,06
RUS	7,93	0,02	9,34	0,01
FFR	1,24	0,54	—	—

<i>B. Tests bei restringierten Kointegrationsvektoren</i>				
	VECM		partiell VECM	
	$\chi^2(4)$	p-Wert	$\chi^2(4)$	p-Wert
RD	11,37	0,02	12,35	0,01
IT	8,65	0,07	11,29	0,02
RUS	13,02	0,01	10,86	0,03
FFR	1,87	0,76	—	—

Anmerkungen: Schätzung des vierdimensionalen VECM und des partiellen VECM mit 3 Lags und 2 Kointegrationsbeziehungen mit Quartalswerten über den Zeitraum 1975/III bis 1998/I. Die Likelihood-ratio-Teststatistiken sind jeweils $\chi^2(df)$ -verteilt mit df Freiheitsgraden. Die Nullhypothese schwacher Exogenität wird auf dem 10 %-Signifikanzniveau abgelehnt, wenn der p-Wert unter 0,10 liegt.

5.4 Analyse der Zinszusammenhänge im partiellen VECM(3)

Die schwache Exogenität des US-Geldmarktsatzes kann genutzt werden, um ein kompakteres und - wie sich herausstellt - von seinen stochastischen Eigenschaften günstigeres Modell zu erhalten. Die Gleichung für eine schwach exogene Größe liefert nämlich keine Informationen für die Schätzung der Langfristbeziehungen und kann daher als endogene Variable aus dem VECM herausgenommen werden. Sie taucht dann nur noch auf der rechten Seite von Gleichung (5.3) als exogene Niveaugröße in den Langfristbeziehungen

und mit der aktuellen und verzögerten Änderung in der Kurzfristedynamik der übrigen drei Zinsen auf. Ein solches „partielles“ oder „bedingtes“ VECM sieht im vorliegenden Fall wie folgt aus:⁸⁷

$$\Delta z_t^* = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \omega \Delta r_t^{US} + \alpha^* (\beta', \mu_1) \begin{pmatrix} z_{t-1} \\ 1 \end{pmatrix} + \Psi D_t + \varepsilon_t^* , \quad (5.4)$$

mit $\Delta z_t^* = (\Delta R^D, \Delta r^D, \Delta R^{US})'$; $\varepsilon_t^* = (3 \times 1)$ -Vektor mit Störvariablen; α^* = reduzierte $(3 \times r)$ -Matrix der Ladungskoeffizienten; die kontemporären Einflüsse der Federal funds rate sind in dem (3×1) -Vektor ω zusammengefaßt. Die Schätzung des VECM als ein solches dreidimensionales System stellt sich insofern als besonders vorteilhaft heraus, als auf die US-Regimedummies verzichtet werden kann und damit auch ihre unerwünschten Nebenefekte verschwinden (höhere Schätzlast, höhere Autokorrelation in den Residuen, mögliche Unterschätzung der Zinszusammenhänge).⁸⁸ Im vierdimensionalen VECM kontrollieren die Dummies den Einfluß von Ausreißern. Diese Funktion übernimmt im partiellen VECM die kontemporäre Änderung der Federal funds rate.

So können die Residuen im partiellen VECM als System und einzeln betrachtet als unabhängig identisch normalverteilt (NIID) gelten (siehe Tabelle 6). Die Ergebnisse bestätigen insofern die Annahme, daß die inakzeptablen Residueneigenschaften und die unplausiblen Parameterschätzungen in dem vollständigen System ohne Dummies vornehmlich auf das unregelmäßige Verhalten der Federal funds rate insbesondere in den Jahren 1979 bis 1982 zurückzuführen ist.⁸⁹ Ferner unterscheiden sich die restringierten Langfristbeziehungen (Kointegrationsvektoren und Ladungen) für das partielle VECM und für das Dummy-VECM kaum (siehe Teile B und C der Tabelle 4). So sollte es auch sein, da im Falle vollständig übereinstimmender Modellspezifikationen die Langfristbeziehungen in beiden

⁸⁷ Zur Ableitung eines partiellen VECM siehe Johansen (1995), S. 121 f., oder Harris (1995), S. 99. Die asymptotische Verteilung der Teststatistiken zur Bestimmung des Kointegrationsrangs verändert sich für die partiellen Modelle und müßte über Simulationen eigens generiert werden. Da der Kointegrationsrang und die schwache Exogenität des kurzfristigen US-Zinses bereits in dem vollständigen VECM bestimmt wurden, besteht hier allerdings kein Grund zu einem erneuten Rangtest (siehe Hansen/Juselius (1995), S. 50).

⁸⁸ Es verbleibt lediglich der Dummy für die deutsche Wiedervereinigung, der allerdings von seinen Auswirkungen her völlig unproblematisch ist.

⁸⁹ Die Verbesserung der statistischen Eigenschaften in Systemen, in denen die schwach exogene Variable ein irreguläres Verhalten zeigt, wird in der Regel als Hauptvorteil der partiellen Modelle genannt. Vgl. Johansen (1995), S. 121 und Hansen/Juselius (1995), S. 50.

Varianten sogar identisch geschätzt werden müssen.⁹⁰ Im vorliegenden Fall bestätigt die weitgehende Übereinstimmung indes, daß die unplausiblen Effekte, die in der Ursprungsversion ohne Dummies auch in den Ladungskoeffizienten auftauchen, über die Sprungdummies angemessen beseitigt werden können. Des Weiteren ist die gewählte Lag-Ordnung 3 für das partielle VECM nach drei von vier Ordnungskriterien optimal (AIC, HQ, LR; nur SC zieht Lag 1 vor). Aufgrund dieser komparativen Vorteile wird das partielle System dem vierdimensionalen VECM mit Dummies für die nähere Analyse der Zinszusammenhänge vorgezogen.

Im folgenden Abschnitt werden dazu zunächst verschiedene Hypothesen über die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen getestet. Aus Sicht des internationalen Zinsverbundes wird damit die Dimension der Zinskonvergenz angesprochen. Hieran schließen sich einige Strukturbruchtests an, um zu überprüfen, ob mit unserem Referenzmodell Aussagen über die Auslandsabhängigkeit des deutschen Kapitalmarktzinses möglich sind, die für den gesamten Untersuchungszeitraum gelten können. Im dritten Unterabschnitt werden statistische Kausalitätstests durchgeführt. Hierauf folgt eine Analyse der Impuls-Antwort-Funktionen, mit denen sich die konsolidierten, d. h. alle wechselseitigen Beziehungen erfassenden Wirkungszusammenhänge beschreiben lassen. Mit Hilfe dieser dynamischen Multiplikatoren können alle drei unterschiedenen Dimensionen des internationalen Zinsverbundes beleuchtet werden. Das gesamte Kapitel schließt mit einem Prognosevergleich zwischen dem partiellen VECM und einem LVAR bzw. einem DVAR, wobei verschieden lange Prognosehorizonte zugrunde gelegt werden. Mit einem solchen Vergleich läßt sich die abschätzen, wie bedeutsam es ist, die Kointegrationsbeziehungen explizit zu schätzen und zu identifizieren.

⁹⁰ Vgl. Harris 1995, S. 99 f.

Tabelle 6: Residuenanalyse für drei Varianten des vierdimensionalen VECM(3) mit Tagesgeldzinsen

Teststatistik	VECM ohne Dummies	VECM mit Dummies	Partielles VECM
<i>1. Autokorrelation</i>			
System LB(21)	372,44 (p-Wert 0,01)	446,69 (p-Wert 0,00)	193,55 (p-Wert 0,15)
LM(1)	17,82 (p-Wert 0,33)	31,45 (p-Wert 0,01)	8,91 (p-Wert 0,45)
LM(4)	12,29 (p-Wert 0,72)	13,20 (p-Wert 0,66)	7,41 (p-Wert 0,59)
RD LB(21)	31,91 (p-Wert 0,06)	40,52 (p-Wert 0,01)	35,77 (p-Wert 0,02)
IT LB(21)	20,37 (p-Wert 0,50)	20,48 (p-Wert 0,49)	18,19 (p-Wert 0,64)
RUS LB(21)	24,06 (p-Wert 0,29)	19,86 (p-Wert 0,53)	19,00 (p-Wert 0,58)
FFR LB(21)	28,53 (p-Wert 0,13)	27,61 (p-Wert 0,15)	—
<i>2. Heteroskedastie - ARCH(3)</i>			
RD	2,80 (p-Wert 0,42)	8,59 (p-Wert 0,04)	1,28 (p-Wert 0,73)
IT	2,26 (p-Wert 0,52)	3,13 (p-Wert 0,37)	1,20 (p-Wert 0,75)
RUS	5,89 (p-Wert 0,12)	2,94 (p-Wert 0,40)	6,85 (p-Wert 0,08)
FFR	11,04 (p-Wert 0,01)	4,23 (p-Wert 0,24)	—
<i>3. Normalverteilung</i>			
System	74,02 (p-Wert 0,00)	38,03 (p-Wert 0,00)	10,34 (p-Wert 0,11)
RD	2,03 (p-Wert 0,36)	0,15 (p-Wert 0,93)	0,40 (p-Wert 0,82)
IT	7,07 (p-Wert 0,03)	4,23 (p-Wert 0,12)	1,17 (p-Wert 0,56)
RUS	2,90 (p-Wert 0,23)	6,38 (p-Wert 0,04)	4,03 (p-Wert 0,13)
FFR	75,82 (p-Wert 0,00)	11,61 (p-Wert 0,00)	—
<i>4. Bestimmtheitsmaß / Standardabweichung</i>			
RD	0,35 / 0,32	0,57 / 0,26	0,54 / 0,27
IT	0,52 / 0,43	0,65 / 0,37	0,55 / 0,42
RUS	0,24 / 0,55	0,58 / 0,41	0,52 / 0,44
FFR	0,22 / 1,01	0,83 / 0,47	— / —

Anmerkungen: Schätzung der VECM(3) mit Quartalswerten von 1975/III bis 1998/I für die Variablen RD, RUS (zehnjährige Umlaufrendite für Deutschland und die USA, IT (deutscher Tageszins) und der als schwach exogen restringierten FFR (Federal funds rate) mit zwei als nationale Zinsstrukturbeziehungen restringierten Kointegrationsvektoren: - Beschreibung der Residuentests: LB(s) - Ljung-Box Portmanteau-Test auf Autokorrelation bis zu Lag s; LB ist approximativ χ^2 -verteilt mit $n^2(s-p+1)$ - nr (multivariat) bzw. s (univariat) Freiheitsgraden. - LM(s) - Godfrey Lagrange-Multiplikator-Test auf Autokorrelation der Ordnung s; LM ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit n^2 Freiheitsgraden. - ARCH(p) = (T-p) R^2 mit R^2 aus der Hilfsregression $\epsilon_{it}^2 = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j \epsilon_{it-j}^2 + u_t$; ARCH(p) ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit p Freiheitsgraden. - Der Test auf Normalverteilung folgt Doornik/Hansen (1994) und ist approximativ χ^2 -verteilt mit 2n (multivariat) bzw. 2 (univariat) Freiheitsgraden. Zur Berechnung aller Teststatistiken siehe Hansen/Juselius (1995), S. 72-76.

5.4.1 Die langfristigen Beziehungen

In Tabelle 7 sind die Testergebnisse für alle möglichen paarweisen Kointegrationshypothesen gemäß der EHTS und der UIP dargestellt. In der ersten Zeile stehen die geschätzten Kointegrationsvektoren und die LR-Statistik einschließlich p-Wert für den Fall, daß die beiden Kointegrationsbeziehungen als nationale Zinsstrukturbeziehungen identifiziert werden. Dieses Ergebnis kennen wir bereits aus Teil B der Tabelle 4. Der p-Wert von 20 % sichert die Restriktionen hinreichend ab. Der nächste Test (zweite Zeile) restringiert die Koeffizienten der kurzfristigen Zinsen - im Einklang mit der Erwartungstheorie der Zinsstruktur - zusätzlich auf minus Eins.⁹¹ Mit einem p-Wert von 0,09 können wir diese Hypothese auf dem 10 %-Signifikanzniveau verwerfen, das für eine solch starke Aussage wohl angemessener ist als das 5 %-Niveau.

Die Strukturhypothesen der Zeilen 3 bis 8 beinhalten zumindest eine langfristige Niveau- beziehung zwischen deutschen und amerikanischen Zinsen. Alle Hypothesen müssen aufgrund der niedrigen p-Werte von höchstens 3 % klar abgelehnt werden. In Übereinstimmung mit den bivariaten Ergebnissen bestehen demnach über den gesamten Untersuchungszeitraum betrachtet *keine langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen im Sinne der Kointegration zwischen den Niveaus der deutschen und der US-Zinsen*. Ihr Verbund ist folglich nicht durch einen gleichförmigen Konvergenzdruck geprägt, der die Zinsen in beiden Ländern bis auf einen möglichen gleichgewichtigen Unterschiedsbetrag fest aneinander bindet. Solche langfristigen Niveauezusammenhänge existieren allerdings für die nationalen Zinsen in beiden Ländern. Hansen (1996) kommt zu weitgehend identischen Resultaten, nur daß bei ihm die EHTS statistisch abgesichert ist (p-Wert von 0,41).

⁹¹ Die beiden (transponierten) H-Matrizen sehen für diesen Test wie folgt aus:

$$H_1' = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad H_2' = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Tabelle 7: LR-Tests verschiedener Strukturhypothesen über die Kointegrationsvektoren im partiellen VECM(3)

Hypothese	beta1'				beta2'				df	LR-Stat.	p-Wert		
	RD	IT	RUS	FFR	RD	IT	RUS	FFR					
ZS	1	-0,585 (0,105)	0	0	-3,674 (0,666)	0	0	1	-0,824 (0,095)	-2,201 (0,799)	2	3,20	0,20
ZS + EH	1	-1	0	0	-0,936 (0,459)	0	0	1	-1	-0,665 (0,435)	4	7,98	0,09
ZV(R+r)	1	0	-0,410 (0,235)	0	-12,143 (2,870)	0	1	0	0,841 (0,329)	-15,33 (4,639)	2	9,39	0,01
ZV(R+r) + UIP	1	0	-1	0	2,678 (0,961)	0	1	0	-1	3,492 (1,706)	4	18,93	0,00
ZS(D) + ZV(R)	1	-0,609 (0,110)	0	0	-3,568 (0,711)	1,421 (0,785)	0	1	0	1,195 (5,921)	2	9,12	0,01
ZS(D) + ZV(r)	1	-0,567 (0,083)	0	0	-3,912 (0,565)	0	1	0	-1,282 (0,431)	5,259 (3,779)	2	7,35	0,03
ZS(US) + ZV(R)	1	0	-0,618 (0,219)	0	-1,388 (2,006)	0	0	1	-0,814 (0,088)	-2,149 (0,740)	2	12,88	0,00
ZS(US) + ZV(r)	0	1	0	-0,046 (0,320)	-6,751 (2,688)	0	0	1	-0,751 (0,098)	-2,886 (0,822)	2	12,16	0,00

Anmerkungen: Partielles VECM(3) mit den endogenen Variablen RD, RUS (zehnjährige Umlaufrendite für Deutschland und die USA), IT (deutscher Tageszins) und der schwach exogenen Federal funds rate (FFR); geschätzt mit zwei Kointegrationsbeziehungen (beta1 und beta2) und einem Sprungdummy DD901 für die deutsche Wiedervereinigung. - ZS(D, US) = Zinsstrukturbeziehung in Deutschland oder USA. - EH = Erwartungshypothese der Zinsstruktur. - ZV(R,r) = internationaler Zinsverbund in lang- bzw. kurzfristigen Zinsen. - Die Likelihood-ratio-(LR)-Statistik ist Chi²-verteilt mit df-Freiheitsgraden. - Die in Klammern gesetzten Werte unterhalb der Koeffizienten geben die jeweiligen Standardfehler an.-

Die Hauptunterschiede zu Hansen betreffen die Ladungskoeffizienten. Hansen kann beide Langfristzinsen als schwach exogen restringieren. Im vorliegenden Fall ist nur die Federal funds rate schwach exogen. Da die Funds rate damit unabhängig von den „Gleichgewichtsfehlern“ in der amerikanischen Zinsstruktur ist, erfolgt die entsprechende Anpassung in Richtung langfristiges Gleichgewicht ausschließlich über den US-Langfristzins. Wie in der bivariaten Analyse bereits erwähnt, verhindert dies nicht notwendigerweise eine erwartungstheoretische Interpretation der Zinsstruktur. Es besagt lediglich, daß die Zinsstrukturbeziehung keinen unabhängigen Beitrag zur Prognose des amerikanischen Geldmarktzins leistet. Für die deutsche Zinsstruktur bestätigen sich ebenfalls die Resultate der bivariaten Studie, nämlich daß nur der Geldmarktsatz auf die Zinsstrukturbeziehung reagiert. Dies spricht grundsätzlich dafür, daß die Zinsstruktur in Deutschland *im Durchschnitt des gesamten Analysezeitraums betrachtet* nützliche Informationen zur Prognose des deutschen Kurzfristzins enthält.

Des weiteren reagiert der deutsche Langfristsatz, wie der Kapitalmarktzins in den USA, signifikant negativ auf Spreadungleichgewichte in den USA ($\alpha_{21} = -0,084$). Dies könnte zum einen darauf zurückzuführen sein, daß die Risikoprämien im amerikanischen und im deutschen Kapitalmarktzins einen gemeinsamen Faktor haben, der eng mit der Ausrichtung der Geldpolitik in den USA zusammenhängt und sich daher im US-Spread niederschlägt. Diese symmetrische Reaktion könnte zum anderen auch auf einem Erwartungseffekt beruhen. Kommt es in den USA z. B. durch einen unerwarteten Anstieg der Federal funds rate von einem Ruhezustand ausgehend zu einer Nivellierung oder gar Inversion der amerikanischen Zinsstruktur (so daß ein negativer „Gleichgewichtsfehler“ in der zweiten Kointegrationsbeziehung entsteht), erwarten die Marktteilnehmer in der Folge einen (weiteren) Anstieg beider US-Zinsen, der für die Funds rate in der Kurzfrisdynamik angelegt ist und für die Rendite in ihrer entsprechenden negativen Ladung ($\alpha_{23} = -0,14$). Dieser erwartete Zinsanstieg in den USA zieht die deutschen Renditenerwartungen mit, was die negative Ladung α_{21} der deutschen Rendite erklärt. Doch auch dieser internationale Transmissionskanal ist nicht in der Lage, eine strikte Niveaubeziehung zwischen den deutschen und den US-Zinsen herzustellen. Das langfristige Gleichgewicht im System erfordert lediglich gleichgewichtige Zinsstrukturen in beiden Ländern, die grundsätzlich mit beliebigen Zinsniveaus vereinbar sind.

Da allerdings die strengen theoretischen Kointegrationsbeziehungen nach der EHTS und der UIP eindeutig abzulehnen sind, muß davon ausgegangen werden, daß die Entwicklung

insbesondere der deutschen Kapitalmarktzinsen und Zinsstruktur zwar auch, aber nicht nur durch Zins- und vielleicht auch Wechselkurserwartungen geprägt sind. Es dürften vor allem systematische Bewegungen in den durch nationale und internationale Anlagekalküle geprägten Risikoprämien sein, die Zinsbewegungen auslösen.

5.4.2 Rekursive Analyse und Strukturbruchttests

Im folgenden soll geprüft werden, inwieweit die gefundenen Lang- und Kurzfristbeziehungen über den Untersuchungszeitraum stabil waren. Dies kann mit Hilfe einer rekursiven Schätzung des partiellen VECM geschehen. Dabei wird das System zunächst für eine hinreichend große Basisperiode ($t = 1, \dots, T_0$; hier 1975/III bis 1987/IV) und dann für sukzessive um ein Quartal erhöhte Stützperioden ($t = 1, \dots, T_0 + i$ mit $i = 1, \dots, T - T_0$) geschätzt.

Man erhält so erstens einen zehnjährigen Zeitpfad für die interessierenden Strukturparameter und ihre Standardfehler, mit denen die Stabilität der identifizierten Kointegrationsbeziehungen getestet werden kann. Die Abbildungen A.3 und A.4 zeigen die rekursiven Schätzungen für die freien Parameter in der ersten und zweiten Kointegrationsbeziehung sowie die entsprechenden Ladungskoeffizienten einschließlich ihrer 95 %-Konfidenzintervalle. Alle Kointegrationskoeffizienten verlaufen stetig und relativ stabil, und nur die beiden Ladungen für den deutschen Tageszins verringern sich ihrem Absolutwert nach tendenziell. So ist die Ladung für die deutsche Zinsstrukturbeziehung von knapp 0,28 auf zuletzt rund 0,15 gesunken. Der Startwert liegt dabei knapp außerhalb des 95 % Konfidenzintervalls für den letzten Wert. Diese graduellen Änderungen dürften auf die langwährenden, über den relativ kurzen Untersuchungszeitraum recht stark ins Gewicht fallenden Sondereffekte der deutschen Vereinigung zurückgehen.

Die Konstanz der Kointegrationsvektoren läßt sich durch einen entsprechenden LR-Test formal untermauern. Dabei wird untersucht, ob die restringierten, über den gesamten Zeitraum geschätzten Kointegrationsvektoren auch in dem Kointegrationsraum liegen, der in den einzelnen Subperioden der rekursiven Analyse aufgespannt wird. Abbildung A.5 zeigt die rekursiven Teststatistiken, die mit dem 95 %-Quantil der entsprechenden χ^2 -Verteilung

skaliert sind. Da die skalierten Teststatistiken nie Werte über Eins annehmen, kann die Hypothese der Parameterkonstanz nicht abgelehnt werden.⁹²

Hinweise auf mögliche Strukturbrüche im Gesamtsystem (Langfristbeziehungen und Kurzfristedynamik) liefern zweitens Ein-Schritt-Prognosefehler-tests, die sowohl für das System als auch für individuelle Variablen durchgeführt werden. Mögliche strukturelle Veränderungen des VECM als datengenerierendem Prozeß werden dabei durch „zu hohe“ Prognosefehler angezeigt. Da auch hier das VECM rekursiv neu geschätzt wird, handelt es sich um bedingte „out-of-sample“-Prognosefehler, wobei die tatsächliche Änderung der Federal funds rate in der Prognoseperiode als Prognosebedingung einget. In solchen out-of-sample-Prognosetests werden zur Schätzung des Modells nur Informationen benutzt, die nicht über den jeweiligen Prognosezeitpunkt hinausreichen.⁹³ Die Ein-Schritt-Prognosefehler $e_{\tau}(1)$ für das partielle VECM sind wie folgt definiert:

$$e_{\tau}(1) = \Delta z_{\tau+1}^* - \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j(\tau) \Delta z_{\tau-j+1} - \omega(\tau) \Delta r_{\tau+1}^{US} - \Pi^*(\tau) \begin{pmatrix} z_{\tau} \\ 1 \end{pmatrix} - \Psi(\tau) D_{\tau+1}, \quad (5.5)$$

mit $\tau = T_0, \dots, T - 1$. Π^* besitzt nur noch 3 Zeilen, da die Federal funds rate in dem partiellen VECM nur noch als exogene Variable auftaucht. Alle Schätzparameter sind der rekursiven Schätzung entsprechend eine Funktion der Zeitvariablen τ . Um zu beurteilen, wann die Prognosefehler zu hoch sind, werden die Fehlerquadrate und -produkte mit der Prognosefehlervarianz bzw. -kovarianz (den Elementen der Prognose-Mean-Squared-Error-(MSE)-Matrix) verglichen. Der Test erfolgt unter der Nullhypothese, daß die beobachteten Werte $z_{\tau+1}^*$ demselben stabilen, normalverteilten VECM entstammen, das auch die z_{τ}^* für $t \leq \tau$ generiert hat. Die verwendeten Teststatistiken für das System und für die einzelnen Gleichungen sind:

$$T(\tau) = \left(\frac{\tau}{\tau + d_1 + r} \right) e_{\tau}' \Sigma^{-1}(\tau) e_{\tau}$$

$$T_i(\tau) = \left(\frac{\tau}{\tau + d_1 + r} \right) e_{it}^2 / \Sigma(\tau)_{ii}$$

⁹² Zum Aufbau und zur Interpretation des Tests siehe Hansen/Juselius (1995), S. 58 und S. 77.

⁹³ Als Prognosezeitpunkt oder Prognoseursprung wird das Quartal bezeichnet, in dem die Voraussagen für die nächsten n Quartale getroffen werden.

mit $i = 1, \dots, 3$; $[(\tau + d_1 + r)/\tau]\Sigma(\tau) =$ approximative MSE-Matrix für die Ein-Schritt-Prognosefehler mit $d_1 =$ Anzahl der in der Kurzfristedynamik je Gleichung zu schätzenden Parameter (hier $d_1 = 3 \cdot 2 + 3 + 1 = 10$) und $\Sigma(\tau) =$ rekursiv geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen.⁹⁴ Die Statistiken sind asymptotisch χ^2 -verteilt mit drei (n) Freiheitsgraden bzw. einem Freiheitsgrad. Allerdings gilt es zu beachten, daß der Hypothesentest unter der Bedingung normalverteilter, homoskedastischer Störvariablen läuft; insofern können signifikante Prognosefehler auch auf Verletzungen dieser Annahmen beruhen.

Die Abbildungen A.6 a) bis c) geben die mit dem 95 %-Quantil skalierten Prognose-Teststatistiken für das System und für die einzelnen Gleichungen wider, wobei die signifikanten Prognosefehler hervorgehoben sind. Für die Systemprognosen (in den Ursprungswerten) existieren fünf Zeitpunkte, in denen ein Strukturbruch angezeigt wird. Vier davon weisen eine Teststatistik auf, die nur sehr knapp über Eins liegt. Der einzige große Fehler in 1989/IV hängt mit dem deutschen Vereinigungsschock zusammen und betrifft alle drei Zinsen. Da der Wert für die Dummyvariable DD901 im vierten Quartal 1989, dem Ursprung der Prognosen für das Quartal 1990/I, natürlich noch Null sind, ist der rückdatierte (beachte die unterschiedlichen Zeitindizes in Gleichung (5.5)) Prognosefehler entsprechend groß. Von den übrigen vier signifikanten Fehlern folgen zwei unmittelbar auf den Vereinigungsschock und können insofern ebenfalls ihm zugeschrieben werden. Die beiden anderen resultieren aus den weltweiten Rentenmarkturbulenzen 1994/95 und entsprechend hohen Sprüngen in der US-Rendite, die von den Turbulenzen stärker betroffen war als die deutsche Rendite. Werden die um die Effekte der Kurzfristedynamik bereinigten Variablen R_{0t} und R_{kt} für die Tests benutzt, zeigt sich die Stabilität im System und in den einzelnen Gleichungen deutlicher.⁹⁵

Mit Mehr-Schritt-Prognosetests kann darüber hinaus überprüft werden, ob einzelne große Schocks (z. B. eben Finanzmarkturbulenzen) nachhaltige Wirkungen im Sinne struktureller Änderungen hinterlassen. Die Ergebnisse solcher Tests - auf deren explizite Darstellung im Rahmen der vorliegenden Arbeit verzichtet wird - deuten jedoch ebenfalls nicht darauf hin, daß in der letzten Dekade dramatische Strukturbrüche in dem partiellen VECM einge-

⁹⁴ Diese Teststatistiken werden in CATS verwendet. Zur Ableitung der approximativen MSE-Matrix für geschätzte VAR-Prozesse siehe Lütkepohl (1993), S. 87-89.

⁹⁵ Zum Unterschied siehe erneut Fußnote 47 oder Harris (1995), S. 78.

5.4.5 Prognosevergleich zwischen VECM, LVAR und DVAR

Der durch die Kointegrationsrestriktionen erreichbare Effizienzgewinn kann insbesondere durch einen Vergleich der längerfristigen Prognoseperformance des partiellen VECM mit einem unrestringierten VAR in den Niveaus (LVAR) und einem VAR in ersten Differenzen (DVAR) beurteilt werden. Da die Federal funds rate als exogene Größe behandelt wird, können mit diesen Modellen - ohne Einführung einer Prognosegleichung für die Funds rate - nur bedingte Prognosen für die verbliebenen drei endogenen Zinsen erstellt werden, wobei die tatsächlichen künftigen Werte der Funds rate als Prognosebedingung eingehen. Wie in Abschnitt 5.1 bereits erläutert, unterscheiden sich diese drei Modellvarianten lediglich in den Annahmen über den Rang der Matrix Π , die zur Bestimmung der Anzahl an Kointegrationsbeziehungen herangezogen wird. Wenn die Kointegrationsbeziehungen von wesentlicher Bedeutung sind, sollte das VECM gegenüber dem DVAR vor allem bei den längeren Prognosehorizonten signifikante Leistungsvorteile bringen, da die langfristigen Niveaugleichgewichte im DVAR vernachlässigt werden. Aber auch gegenüber dem LVAR sollte das VECM eine bessere Prognoseperformance aufweisen, wenn der durch die Kointegrationsrestriktionen bewirkte Effizienzgewinn bei der Modellschätzung erheblich ist.¹⁰³

Der Prognosevergleich beruht auf Schätzungen der VARs über den gesamten Zeitraum 1975/III bis 1998/I. Die hiermit generierten In-sample-Prognosen unterschieden sich demnach von den Out-of-sample-Prognosen - die im vorhergehenden Abschnitt für den Strukturbruchtest verwendet wurden - durch die als konstant unterstellte Modellstruktur. Diese Vorgehensweise ist damit zu rechtfertigen, daß innerhalb des Schätzzeitraums keine wesentlichen Strukturveränderungen aufgetreten sind. Die Prognoseleistung für die Ein- bis Sechzehn-Schritt-Prognosen einzelner Zinsen wird anhand des Mean-Absolute-Error (MAE), des Root-Mean-Squared-Error (RMSE) und des Theil'schen U gemessen.

Der MAE und der RMSE tragen die Dimension der jeweiligen Variablen, also die Dimension „Prozentpunkte“. Das Theil'sche U ist hingegen eine dimensionslose Größe, da der RMSE der h-Schritt-Modellprognose zum RMSE einer einfachen „No-change“-Prognose ins Verhältnis gesetzt wird. Der RMSE(h) dieser „naiven“ Prognose entspricht der middle-

¹⁰³ Hoffman/Rasche (1996) z. B. überprüfen die Prognoseperformance dieser drei VAR-Varianten am Beispiel der amerikanischen Geldnachfrage. Dabei offenbaren sich klare Leistungsvorteile des VECM gegenüber dem DVAR, aber auch im Vergleich mit dem LVAR.

ren quadratischen Änderung der jeweiligen Variablen über einen Zeitraum von h Quartalen. Da ein reiner Random walk optimale „No-change“-Prognosen generiert, ist er das Benchmark-Modell für den Prognosevergleich. Damit ein VAR den Random walk schlägt, muß das Theil'sche U Werte von kleiner als Eins annehmen. Im vorliegenden Fall „hinkt“ dieser Vergleich allerdings, da die Modellprognosen der VARs mit den Realisationen der Federal funds rate als Prognosebedingung generiert werden. Für die deutschen Zinsen liefert das Theil'sche U trotzdem nützlich Informationen, da die angegebenen Werte nur wenig über den (nicht aufgeführten) U -Statistiken für die unbedingten Prognosen liegen, die mit vierdimensionalen VARs geschätzt wurden.

Tabelle 9 gibt für die letzte Spezifikation des partiellen VECM die über den gesamten Zeitraum 1975/III bis 1998/I berechneten MAE, RMSE und Theil'schen U an, so daß insgesamt 91 Ein-Schritt-, 90 Zwei-Schritt-, 89 Drei-Schrittprognosen etc. in die Berechnung eingehen. Die MAE und RMSE für das LVAR und das DVAR werden durch die entsprechenden Prüfgrößen für das VECM dividiert, um die relativen Leistungsunterschiede zu verdeutlichen. Dabei zeigt sich, daß die Prognoseperformance des VECM und des LVAR in etwa übereinstimmen.¹⁰⁴ Lediglich im Fall der deutschen Rendite - aber auch nur für die Horizonte ab acht Quartalen - weist das LVAR einen leichten Vorteil von etwa 15 % (für den RMSE) bzw. 20 % (für den MAE) gegenüber dem VECM auf. Dies deutet darauf hin, daß sich die prognoserelevanten Niveauinformationen bereits mit der deutschen und amerikanischen Zinsstruktur hinreichend einfangen lassen. Daß das VECM dem LVAR nicht überlegen ist, dürfte hauptsächlich auf die „Near“-Integriertheit der Zinsen zurückzuführen sein.¹⁰⁵

Die Voraussagen des DVAR sind dagegen deutlich schlechter. Gegenüber dem VECM sind seine mittleren quadratischen Prognosefehler im Fall der deutschen Rendite um bis zu 37 %, beim deutschen Tageszins um bis zu 40 % und bei der US-Rendite sogar um bis zu 111 % höher. Zudem nehmen die Prognosefehler des DVAR mit der Länge des Prognosehorizontes zu. Dies steht im Einklang mit dem langfristigen Gleichgewichtscharakter der

¹⁰⁴ Die signifikante Verringerung der Prognosefehler des VECM gegenüber dem DVAR ist bereits mit der Bestimmung des Kointegrationsrangs (für das System) und den Tests auf schwache Exogenität (für die einzelnen Variablen) nachgewiesen, denn die Residuen des VECM entsprechen den In-sample-Ein-Schritt-Prognosefehlern.

¹⁰⁵ Der durch die Identifikation der Kointegrationsbeziehungen zu erzielende Effizienzgewinn dürfte wie im Falle der Studie von Hoffman/Rasche (1996) dann besonders hoch sein, wenn die Variablen einen stochastischen Trend mit Drift aufweisen.

Kointegrationsbeziehungen und betont die Notwendigkeit, diese Niveauinformationen in die Zinsdynamik zu integrieren.

Obwohl die tatsächlichen Werte der Federal funds rate als Prognosebedingung eingehen, sind die absoluten Voraussagefehler der US-Rendite für die Prognosehorizonte bis zu zwei Jahren deutlich höher als die Fehlschätzungen für den deutschen Kapitalmarktzins (siehe die entsprechenden MAE und RMSE). Dies mag vor allem daran liegen, daß die amerikanischen Zinsen eine deutlich höhere Varianz aufweisen, die nicht zuletzt Ausdruck einer über weite Strecken der 70er und 80er Jahre akkommodierenden und un stetigen Geldpolitik in den USA ist. Relativ zu den Fehlern der No-change-Prognosen - die diese Variabilität widerspiegeln - ist die Prognoseperformance für die US-Rendite für die kürzeren bis mittelfristigen Horizonte fast mit der für die deutsche Rendite identisch (vgl. die Theil'schen U-Statistiken). Für die längeren Prognosezeiträume (drei bis vier Jahre) sind dagegen die absoluten und die relativen Prognosefehler der US-Rendite deutlich besser und zudem rückläufig. Dieses Ergebnis kann mit Hilfe der Impuls-Antwort-Folgen erklärt werden. Sie haben gezeigt, daß nur Schocks in der Federal funds rate das Niveau des amerikanischen Langfristzinses permanent verändern können. Die Wirkungen von Eigenschocks in der Rendite sind bereits nach drei Jahren vollständig ausgelaufen. Da auch die deutschen Zinsschocks unbedeutend sind und die Federal funds rate als bekannt unterstellt wird, nimmt die Prognosefehlervarianz für die US-Rendite mit den längeren Prognosehorizonten wieder ab. Die vergleichsweise hohen Prognosefehler des deutschen Kurzfristzinses geben hingegen Hinweise auf den beträchtlichen Spielraum zur Abkopplung vom internationalen Zinsniveau, über den die Bundesbank nicht nur in den durch die Wiedervereinigung geprägten neunziger Jahren verfügte.

Tabelle 9: Prognoseperformance von VAR(3)-Modellen mit unterschiedlichem Kointegrationsrang bei schwach exogener Federal funds rate

Bedingte h-Quartals-Prognosen für Zinsniveaus beruhend auf In-sample-Schätzung 1975/III bis 1998/I

	partielles VECM (absolute Werte)			LVAR (relativ zum VECM)		DVAR (relativ zum VECM)	
	MAE(h)	RMSE(h)	U(h)	MAE(h)*	RMSE(h)*	MAE(h)*	RMSE(h)*
<i>Dt. Rendite (RD)</i>							
h = 1	0,22	0,28	0,70	0,95	0,96	1,04	1,03
h = 2	0,33	0,41	0,62	0,99	0,95	1,14	1,11
h = 3	0,37	0,47	0,56	0,99	0,94	1,21	1,21
h = 4	0,44	0,55	0,53	0,95	0,92	1,26	1,29
h = 8	0,61	0,76	0,49	0,82	0,83	1,34	1,37
h = 12	0,81	0,97	0,53	0,81	0,83	1,27	1,29
h = 16	0,91	1,11	0,57	0,80	0,85	1,18	1,12
<i>Dt. Tageszins (IT)</i>							
h = 1	0,35	0,43	0,70	0,94	0,96	0,98	1,00
h = 2	0,56	0,68	0,65	0,94	0,96	1,05	1,04
h = 3	0,76	0,92	0,63	0,97	0,99	1,12	1,10
h = 4	0,94	1,16	0,63	1,00	1,00	1,18	1,13
h = 8	1,62	1,93	0,64	1,00	1,02	1,20	1,21
h = 12	1,99	2,31	0,60	0,96	1,03	1,18	1,30
h = 16	2,12	2,50	0,58	0,91	1,01	1,23	1,40
<i>US-Rendite (RUS)</i>							
h = 1	0,33	0,44	0,70	1,00	0,98	1,08	1,05
h = 2	0,51	0,63	0,62	0,96	0,97	1,07	1,10
h = 3	0,62	0,77	0,60	0,93	0,96	1,12	1,16
h = 4	0,69	0,85	0,55	0,93	0,97	1,23	1,27
h = 8	0,71	0,84	0,39	0,94	0,97	1,37	1,57
h = 12	0,68	0,80	0,32	1,05	1,05	1,77	1,88
h = 16	0,66	0,81	0,27	1,12	1,06	2,24	2,11

Anmerkungen: Alle VAR-Modelle mit exogener Federal funds rate als Prognosebedingung. - Die Prognosen für das VECM und das DVAR werden über zusätzliche Identitätsgleichungen in Niveauprognosen umgewandelt. - Partielles VECM mit Nullrestriktionen wie in Tabelle 8; LVAR: VAR in den Zinsniveaus; DVAR: VAR in ersten Zinsdifferenzen. - Anzahl der Beobachtungen für Berechnung der Prüfgrößen: 91 - h + 1. - MAE(h): Mean-Absolute-Error für h-Schritt-Prognosen in Prozentpunkten. - RMSE(h): Root-Mean-Squared-Error für h-Schritt-Prognosen in Prozentpunkten. - U(h): Theil'sches U für h-Schritt-Prognosen; Werte kleiner Eins schlagen naive „No change“-Prognose. - MAE(h)* und RMSE(h)*: Angabe im Verhältnis zum MAE(h) bzw. RMSE(h) für das VECM; die Performance des LVAR bzw. DVAR ist demnach besser (schlechter) im Vergleich zum VECM, wenn die Statistik kleiner (größer) als Eins ist.

6 Geldpolitische Implikationen und methodische Kritik

Die geschätzten Kointegrationsbeziehungen und Ladungskoeffizienten erscheinen auf den ersten Blick als starke Evidenz gegen die Gültigkeit der EH und der UIP unter rationalen Erwartungen: Der kurzfristige US-Zins ist schwach exogen und deshalb nicht durch die US-Zinsstruktur prognostizierbar, wie es die REHTS scheinbar verlangt. Die Langfristzinsen sinken statt zu steigen, wenn die Zinsstruktur zu steil geworden ist. Deutsche und US-amerikanische Zinsen sind zumindest über den gesamten Zeitraum nicht kointegriert; das Zinsdifferential muß in diesem Fall entgegen der UIP durch nicht-stationäre Komponenten geprägt sein.

McCallum (1994a, 1994b) zeigt jedoch für beide Theorien, daß selbst bei ihrer Gültigkeit die geschätzten Verhaltenskoeffizienten je nach Ausgestaltung des geldpolitischen Regimes stark von den theoretischen Parametern abweichen können, sogar in der Richtung ihres Vorzeichens. Vor allem, wenn das Notenbankverhalten stark von dem Motiv geleitet wird, die Zins- und Wechselkursentwicklung zu glätten und nur bei deutlichen Anzeichen für einen wechselnden Inflationsdruck mit Zinsmaßnahmen zu reagieren, kann der Prognosegehalt der Erwartungsindikatoren Zinsstruktur und Swapsatz vollständig verschwinden oder gar richtungsverzerrt werden. Ein solches Zentralbankverhalten kann bewirken, daß sich die Geldmarktzinsen überwiegend wie ein Random walk bewegen, wie es die obigen Ergebnisse für den kurzfristigen US-Zins nahelegen.¹⁰⁶

McCallum bezieht sich dabei zwar explizit auf Ansätze, bei denen der Informationsgehalt der Zinsstruktur und der internationalen Zinsdifferenz mit sog. Mehrperioden-Regressionen überprüft wird. Hierbei werden ex post-Realisationen der Zins- bzw. Wechselkursänderungen auf die jeweiligen Zinsdifferenzen regressiert. Auf diese Weise können die verbundenen Hypothesen REHTS und RE-UIP überprüft werden, ohne den datengenerierenden Prozeß modellieren zu müssen. Vor dieser zusätzlichen Schwierigkeit stehen die vektorautoregressiven Ansätze. Da jedoch beide Methoden - Mehrperioden-Regressionen und VARs - grundsätzlich davon abhängen, daß die Entwicklung des Kurzfristzinses oder des Wechselkurses überhaupt prognostizierbare Komponenten enthalten, dürften die Ergebnisse von McCallum wohl auch auf den vorliegenden Fall übertragbar sein.

¹⁰⁶ Vgl. z. B. Christiansen/Pigott (1997), S. 27.

Die obigen empirischen Ergebnisse sprechen daher nicht unbedingt dagegen, daß rational gebildete Zins-, aber auch die hier nicht explizit modellierten Wechselkurserwartungen wichtige preisbestimmende Faktoren auf Geld-, Kapital- und Devisenmärkten sind. Denn ein hoher Prognosegehalt ist keine notwendige Implikation der Erwartungstheorie der Zinsstruktur und des Wechselkurses.¹⁰⁷ Es muß berücksichtigt werden, daß diese Theorien nur einzelne Bausteine eines umfassenden strukturellen Beziehungsgeflechts sind, so daß eine eindeutige Interpretation der Schätzparameter von reduzierten Modellformen wie einem VAR oder VECM nicht möglich ist.¹⁰⁸

Ferner ist es äußerst zweifelhaft, ob die für Deutschland relativ schwache statistische Absicherung - oder in anderen Studien auch Ablehnung - der Hypothese kointegrierter Geld- und Kapitalmarktzinsen tatsächlich bedeutet, daß die Notenbank keinen dominierenden Einfluß auf die Langfristzinsen ausüben kann. Hassler/Nautz (1998) folgern daraus, daß die Zinsstruktur dann auch kein geeigneter Indikator für die Geldpolitik sein könne, egal wie hoch ihr Prognosegehalt für Wirtschaftswachstum und Inflation sei. Gegen die Verwendung der Zinsstruktur oder andere Erwartungsindikatoren als geldpolitische Orientierungsgröße oder Zwischenzielvariable sprechen allerdings weniger empirische, als vielmehr ernsthafte theoretische Gründe.¹⁰⁹ Dabei muß berücksichtigt werden, daß der Prognosegehalt der Zinsstruktur keineswegs voraussetzt, daß sie auch in einer strukturellen Ordnung kausal für Wachstum oder Inflation ist. Aufgrund der Erwartungslastigkeit der Langfristzinsen ist eher der umgekehrte Fall wahrscheinlich.

Letztlich ist der Zusammenhang zwischen Geldpolitik und Kapitalmarktzins immer nur indirekt und basiert nicht auf einem einfachen, mechanistischen und steuerbaren Zusammenhang zwischen kurz- und langfristigen Zinsen. Die Reaktion des Kapitalmarktzinses auf erfolgte oder nicht erfolgte Notenbankmaßnahmen hängt maßgeblich von dem Interpretationsschema ab, das der Markt zur Beurteilung der Geldpolitik verwendet. Ein solches Schema kann als Reaktionsfunktion gedacht werden, die das jeweils geltende geldpolitische Regime (die Strategie) aus den Augen der Marktakteure beschreibt. Sie schafft eine systematische Beziehung zwischen dem Notenbankinstrument (dem Geldmarktzins) und den eigentlichen geldpolitischen Ziel- bzw. Orientierungsgrößen wie Inflation und Wirtschaftswachstum. Da die Kapitalmarktzinsen durch die langfristigen Inflations- und

¹⁰⁷ Vgl. McCallum (1994b), S. 7.

¹⁰⁸ Vgl. Campbell/Shiller (1988), S. 505.

¹⁰⁹ Vgl. Woodford (1994), Deutsche Bundesbank (1998b) oder Estrella/Mishkin (1997), S. 137 f.

Wachstumsaussichten geprägt sind, besteht auf diese Art und Weise eine indirekte, auf Erwartungseffekten basierende Beziehung zwischen den (jeweils endogenen) Geld- und Kapitalmarktzinsen, die nicht unbedingt als stabiler stochastischer Prozeß modellierbar sein muß.

Aufgrund der relativ kurzen Zeitspannen (unabhängig von der Datenperiodizität), die für Kointegrationsanalysen mit Zinsen üblicherweise zur Verfügung stehen, dürften die empirischen Ergebnisse durch auftretende Regimewechsel in der Geldpolitik oder der Wechselkursentwicklung, aber auch durch in ihren Wirkungen lang anhaltende Wirtschaftsschocks (deutsche Wiedervereinigung, Ölpreiskrisen) verzerrt sein. Diese Einwände treffen insbesondere für Tests auf Kointegration zwischen Zinssätzen verschiedener Länder zu. Denn abhängig z. B. vom Wechselkursregime, vom relativen Trend in der Inflations- und Konjunkturentwicklung oder von Veränderungen in der Nettoauslandsposition einer Volkswirtschaft dürfte sich die Gleichgewichtsbeziehung zwischen In- und Auslandszins laufend, wenn auch träge ändern. Diese gleichgewichtige Zinsdifferenz definiert das jeweilige Niveau, auf dem die Zinsen längerfristig konvergieren würden. Eine vollständige Zinskonvergenz ist insofern nur ein Spezialfall und kein „natürliches“ Gleichgewicht. Daher ist es wahrscheinlich, daß Kointegrationshypothesen abzulehnen sind, wenn zu kurze regimeübergreifenden Perioden zugrunde gelegt werden. Diese begründete Vermutung steht in Einklang mit der Tatsache, daß Kointegrationsresultate für den internationalen Zinsverbund häufig so widersprüchlich ausfallen.¹¹⁰

Um solche „Small sample“-Probleme zu beherrschen, müßten Regimewechsel explizit zugelassen, modelliert und geschätzt werden, z. B. über Markov-Switching-Ansätze. Im vorliegenden Fall stellt sich dabei jedoch das zusätzliche Identifikationsproblem, daß wahrscheinlich auch die nationalen Zinsstrukturbeziehungen sehr stark von den unterschiedlichen geldpolitischen Regimephasen abhängen. Wie in Kapitel 2 geschildert, dürfte darüber hinaus auch die Stärke der internationalen Transmission von Zinsschocks mit dem Volatilitätsregime variieren, so daß ein sehr komplexes, zustandsabhängiges Beziehungsgeflecht resultiert, dem die vorliegende „einfache“ Kointegrationsstudie nicht gerecht werden kann.

¹¹⁰ Erheblichen Zweifel an der Eignung von Kointegrationsanalysen zur Modellierung des internationalen Zinsverbundes äußern z. B. Caporale/Kalyvitis/Pittis (1996) und Devine (1997).

Ziel dieser Arbeit war es, den Zinsverbund zwischen dem deutschen und dem US-amerikanischen Rentenmarkt einerseits empirisch zu erfassen und andererseits zu prüfen, ob dieser Zinszusammenhang in der letzten Dekade zugenommen hat. Dazu wurden zunächst einmal die Dimensionen Konvergenz, Synchronisation und Kausalität unterschieden, mit denen sich der Zinsverbund charakterisieren läßt. Anschließend wurde mit einem vierdimensionalen Vektor-Fehlerkorrektur-Modell ein Ansatz präsentiert, mit dem die drei Dimensionen einzeln, aber über die Impuls-Antwort-Folgen auch zusammengefaßt gemessen werden können. Obwohl Kointegrationsanalysen zum internationalen Zinsverbund heute üblich sind, wird der Unterscheidung und quantitativen Bedeutung seiner Merkmale in der Literatur bisher zuwenig Aufmerksamkeit geschenkt. Um die grenzüberschreitenden Zinseinflüsse von den Wirkungen nationaler Bestimmungsfaktoren zu trennen, wurden außer den Kapitalmarktzinsen auch je ein repräsentativer Geldmarktsatz beider Länder als endogene Modellgrößen aufgenommen. Die theoretische Fundierung dieses Modellaufbaus erfolgte über die (modifizierte) Erwartungstheorie der Zinsstruktur (EHTS) und die ungedeckte Zinsparität (UIP).

Beide Theoriestränge liefern testbare Restriktionen, mit denen die empirischen Ergebnisse ökonomisch interpretierbar werden. So hätte das System aus theoretischer Sicht genau drei Kointegrationsvektoren enthalten sollen, die jeweils auf eine Beziehung zwischen zwei Zinsen (paarweise Kointegration) reduzierbar sind. Es konnten jedoch höchstens zwei Kointegrationsbeziehungen gefunden werden, die sich auf die deutsche und die US-Zinsstrukturbeziehung restringieren ließen, so daß ein langfristiger Niveauezusammenhang nur zwischen den nationalen Zinssätzen bestand; die deutsche und die US-Rendite waren nicht kointegriert, wie es die UIP eigentlich verlangt. Zudem mußten die strengen erwartungstheoretischen Zinsstrukturrestriktionen vor allem für Deutschland abgelehnt werden. Dies kann zum einen an Schätzverzerrungen liegen, wie sie in verhältnismäßig kleinen Stützperioden durch den Einfluß zeitvariabler Risikoprämien, durch Meßfehler oder durch „Peso-Effekte“ typischerweise auftreten. Zum anderen kann es aber auch daran liegen, daß diese theoretischen Zusammenhänge isoliert von den übrigen Verhaltensgleichungen geschätzt wurden, die die Dynamik eines Wirtschaftssystems einschließlich der Zinsentwicklung bestimmen.

Dieses Ergebnis darf jedoch nicht so interpretiert werden, als ob sich die deutschen Zinsen unabhängig von den US-Zinsen entwickelten. Trotz fehlender Kointegration im internationalen Zinsverbund wurde der Verlauf der deutschen Rendite stark von amerikanischen Zinsschocks beeinflusst. Dies zeigt sich unter anderem in der recht hohen Kovarianz zwischen den Residuen der Gleichung für die deutsche und US-Rendite, die Ausdruck synchroner Renditenbewegungen ist. Daneben belegen die Impuls-Antwort-Folgen, daß dauerhafte Wirkungen auf den deutschen Kapitalmarktzins nur von der Federal funds rate und somit von der amerikanischen Geldpolitik ausgingen. Die reinen Eigenschocks der US-Rendite konnten den deutschen Langfristzins dagegen nur kurzfristig beeinflussen. Aufgrund der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen den kurz- und langfristigen Zinsen in Deutschland waren solche permanenten Wirkungen der amerikanischen Geldpolitik nur deshalb möglich, weil auch der deutsche Tageszins auf Änderungen in der Federal funds rate längerfristig (und im Durchschnitt betrachtet) gleichgerichtet reagierte. Dieses Verhalten kann auf tendenziell gleichgerichtete Reaktionen der deutschen und der amerikanischen Geldpolitik auf weltweite Konjunktur- und Preisschocks zurückgehen, aber auch mittelfristige Reaktionen der Bundesbank auf fundamentale Änderungen der Wechselkursverhältnisse widerspiegeln. Die statistischen Kausalitätsbeziehungen - die sich ebenfalls in den Impuls-Antwort-Folgen niederschlagen - weisen einen deutlichen Vorlauf der US-Zinsen nach. Diese Beziehungen können jedoch auch wechselseitig sein, da die deutschen Zinsen einen schwach signifikanten kurzfristigen Einfluß auf die amerikanischen Zinsen ausüben. Die Gesamtheit dieser Ergebnisse stützt dagegen die auch aus ökonomischen Überlegungen plausibel erscheinende Annahme, daß die kontemporären und verzögerten Beziehungen grundsätzlich durch eine strukturelle Abhängigkeit der deutschen Umlaufrendite von den US-Zinsen geprägt waren.

Die Stabilitätstests liefern ferner keine Hinweise auf eine Zunahme dieser Auslandsabhängigkeit der deutschen Umlaufrendite in den 90er gegenüber den 80er Jahren. Der deskriptiv-statistisch gemessene Zinsverbund im Sinne phasengebundener Synchronisation wurde durch die relative Entwicklung der nicht-antizipierbaren Zinsschocks und wahrscheinlich auch durch das jeweilige Volatilitätsregime (turbulente oder ruhige Marktphasen) geprägt; er ist daher ein recht unzuverlässiger Indikator für die strukturelle Abhängigkeit des deutschen Kapitalmarktzinses von der US-Zinsentwicklung.

Die Ergebnisse dieser multivariaten Kointegrationsanalyse haben vor dem Hintergrund der in Kapitel 6 geschilderten methodischen Anforderungen und Probleme sowie der relativ

weiten Spielräume bei der konkreten Modellspezifikation nur vorläufigen Charakter. Um die Resultate zu verfeinern und ihre Robustheit zu überprüfen, sollte zum einen nach Wegen gesucht werden, die komplexen Zusammenhänge zwischen Geldpolitik, Kapitalmarktzins und Auslandszinsen einschließlich der Inflations-, Wachstums- und Wechselkursdynamik zu schätzen, z. B. über strukturelle „parsimonious“ VARs bzw. VECMs. Um die Ursachen für internationale Zinsdifferenzen besser zu verstehen, müßten zum anderen die längerfristigen Wechselkursänderungserwartungen von den verschiedenen Risikoprämien getrennt (identifiziert) und ihre Bewegungsgesetze gefunden werden. Ein etwas weniger anspruchsvoller Schritt - der unmittelbar auf dem hier verwendeten Ansatz aufbauen könnte - bestünde etwa darin, den internationalen Zinszusammenhang auf regimeabhängige Nicht-Linearitäten in den Kointegrationsbeziehungen (z. B. über Threshold-Cointegration) oder in den Volatilitäten und darüber in der Kurzfristedynamik (z. B. über SWARCH-Modelle) zu überprüfen.¹¹¹

Schließlich wird es interessant sein zu beobachten, ob der mit Beginn der dritten Stufe der EWU entstandene, weitgehend integrierte europäische Rentenmarkt einen weniger engen Zinsverbund und/oder eine stärker wechselseitige Wirkungsbeziehung gegenüber den USA aufweisen wird. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie können auf diese Frage keine eindeutigen Antworten liefern.

Anhang 1: Tests auf den Integrationsgrad der Zinsen

Erste Hinweise auf die Stationaritätseigenschaften der hier verwendeten Zinsen liefern die jeweiligen Autokorrelationsfunktionen (ACF). Die ACF verlaufen in allen Fällen sehr langsam abnehmend, wobei die Trägheit bei den US-Zinsen etwas stärker ausgeprägt ist als bei den deutschen Zinsen. Ein solcher Verlauf der ACF ist sowohl mit einem deterministischen Trend, einem stochastischen Trend (Random walk bzw. anderen Unit-root-Prozessen) als auch mit einem stationären Prozeß vereinbar, der sehr stark autokorreliert und

¹¹¹ Einige neuere Studien suchen nach Lösungen für das Problem, daß häufig Kointegrationsbeziehungen nicht gefunden werden, obwohl diese theoretisch vorliegen sollten. Während Siklos/Granger (1997) und Enders/Siklos (1998) regimeabhängige Kointegrationsbeziehungen finden, weisen Dueker/Startz (1998) für die US-amerikanische und die kanadische Umlaufrendite fraktionale Kointegration nach.

daher „near-integrated“ ist.¹¹² Schließen wir einen deterministischen Trend für die deutschen und amerikanischen Zinsen aus, so muß die Entscheidung zwischen einem Unit root- und einem stationären Prozeß fallen. Grundsätzlich ist es zwar gar nicht möglich, mit einer endlichen Zahl an Beobachtungen eindeutig zwischen diesen beiden Fällen zu diskriminieren, da sich die Unterscheidungsmerkmale für Unit-root- und stationäre Prozesse auf ihre asymptotischen Eigenschaften beziehen.¹¹³ Mit Hilfe sog. Integrationstests kann man jedoch statistische Anhaltspunkte für eine angemessene Spezifikation finden; für near-integrated Variablen verschärft sich allerdings dieses statistische Auswahlproblem.

Die Literatur bietet mittlerweile eine Vielzahl solcher Integrationstests an.¹¹⁴ Je nach der Nullhypothese können allgemein Unit-root-Tests und Stationaritätstests unterschieden werden. Erstere unterstellen als Nullhypothese, daß die charakteristische Gleichung des „wahren“ datengenerierenden Prozesses zumindest eine Einheitswurzel (Unit root) und daher einen stochastischen Trend besitzt. Beispiele hierfür sind der Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-Test) und der Phillips-Perron-Test (PP-Test), die nach wie vor die gängigsten Verfahren darstellen. Seltener sind Tests, die Stationarität als Nullhypothese gegen die Alternativhypothese stochastischer Trends stellen. Ein Beispiel hierfür ist der Test von Kwiatkowski et al. (1992, KPSS-Test). Des weiteren können univariate und multivariate Testansätze unterschieden werden.

Der ADF- und der PP-Test gehen unterschiedlich mit dem Problem um, daß die Residuen aus der AR(1)-Schätzung des einfachen Dickey-Fuller-Tests (DF) gegebenenfalls nicht identisch unabhängig verteilt sind.¹¹⁵ Für alle hier untersuchten Variablen trifft es z. B. zu, daß die Residuen recht stark autokorreliert sind. Der ADF-Test unternimmt eine parametrische Anpassung, indem eine a priori unbestimmte Anzahl verzögerter Werte der ersten Differenzen in die Schätzgleichung aufgenommen werden.¹¹⁶ Der PP-Test ist nicht-parametrischer Art und filtert neben Autokorrelation auch in gewissem Umfang Effekte heteroskedastischer Residuen heraus. Die DF-Teststatistiken werden um einen Term korrigiert, der im wesentlichen aus Autokovarianzsummen der Residuen besteht, die mit einer konsti-

¹¹² Siehe Enders (1995), S. 211. „Near-integrated“ Prozesse sind folgenderweise definiert: $x_t = \rho x_{t-1} + u_t$, mit u_t weißes Rauschen und $\rho = 1 + \epsilon$ mit $\epsilon < 0$ und „klein“. Siehe Banerjee et al. (1993), S. 95.

¹¹³ Siehe Hamilton (1994), S. 446.

¹¹⁴ Überblicke geben z. B. Campbell/Perron (1991) und Stock (1994).

¹¹⁵ Dies kann aus dem Sachverhalt herrühren, daß der wahre Prozeß keinem einfachen Random walk folgt, sondern vielmehr einem ARIMA(p,1,q)-Prozeß entspricht.

stenten Schätzung der Standardabweichung skaliert werden. Hier ist die Wahl der „Fenstergröße“, über die die Autokovarianzen berechnet werden, grundsätzlich unbestimmt.

Die in beiden Verfahren zu treffenden subjektiven Entscheidungen über die Lag-Länge können das Testergebnis maßgeblich beeinflussen, weshalb in dieser Arbeit jeweils eine hohe und eine niedrige Lag-Ordnung getestet wird. Für den ADF-Test wurden die Lags alternativ mit Hilfe des Bayesianischen Informations-Kriteriums (BIC) nach Schwarz und dem „General-to-simple“-Ansatz bestimmt, die in der Literatur favorisiert werden.¹¹⁷ Das auf dem Informationskriterium basierende Verfahren schlägt in aller Regel eine geringere Lag-Länge vor als der General-to-simple-Ansatz; letzterer geht von einer vorgegeben maximalen Lag-Länge aus und testet anhand traditioneller Signifikanzkriterien, ob die Anzahl der Lags sukzessive reduziert werden kann. Für den PP-Test wurden die beiden Fenster datenabhängig gewählt, wobei die von Schwert (1989) in seinen Simulationsstudien angegebenen Fensterlängen l_4 und l_{12} benutzt wurden.¹¹⁸

Da der datengenerierende Prozeß unbekannt ist, muß des weiteren entschieden werden, welche deterministischen Terme in die Schätzgleichung aufgenommen werden. Hier wurde auf folgende Selektionsprozedur zurückgegriffen: Man geht von der allgemeinsten Spezifikation aus - also mit deterministischem Trend und Konstante - und versucht anschließend, die nicht signifikanten Bestandteile sukzessive zu eliminieren. Auf diese Art gelangt man zu einer repräsentativen, endgültigen Testgleichung, die zur Entscheidung über den Integrationsgrad der jeweiligen Variablen herangezogen werden kann.¹¹⁹

Die Ergebnisse für die ADF- und PP-Tests sind in bezug auf die Datenfrequenz (Quartals- oder Monatswerte) und die Teststatistik (t-Test oder Z-Test) nicht sehr robust. Bei einem Signifikanzniveau von 5 % und bezogen auf den Gesamtzeitraum kann lediglich für die US-Rendite die Nullhypothese der Einheitswurzel in keinem der Tests abgelehnt werden. Für alle anderen Variablen sind die Resultate gemischt. Dabei drängt sich folgendes Bild auf: Nach dem PP-Test weisen alle Zinsniveaus eine Einheitswurzel auf. Dieses Resultat

¹¹⁶ In diesem Fall wird der ARIMA(p,1,q)-Prozeß durch einen ARIMA(n,1,0)-Prozeß approximiert. Siehe Enders (1995), S. 226.

¹¹⁷ Siehe Stock (1993), S. 2781 f., Campbell/Perron (1991), S. 155, sowie Enders (1995), S. 88 und S. 227. Neben diesen beiden wurden noch drei andere Verfahren getestet, die allerdings im Vergleich zu den gewählten Ansätzen niemals kürzere oder längere Lags bestimmten.

¹¹⁸ Siehe Schwert (1989), S. 151. Die Fensterlängen sind $l_4 = \text{integer}\{4(T/100)^{0.25}\}$ und $l_{12} = \text{integer}\{12(T/100)^{0.25}\}$ mit T = Anzahl der Beobachtungen.

¹¹⁹ Vgl. Enders (1995), S. 256-258.

wird durch den ADF-Test im Fall kurzer Lags bestätigt; legt man längere Lags nach dem General-to-simple-Ansatz zugrunde, könnten die deutschen Zinsen und die Federal funds rate stationär sein, aber nur bei Quartalsdaten. Der US-Zinsspread ist ferner eher stationär als der deutsche Spread. Nach den PP-Tests besitzt der Zinsspread in Deutschland eindeutig eine Unit root. Der ADF-Test bei kurzem Lag kommt zu dem gleichen Ergebnis, und nur bei hohem Lag deutet er auf einen stationären Prozeß hin. Der US-Spread hingegen ist nur bei den PP-Teststatistiken eindeutig stationär. Der ADF-Test bei kurzem Lag schlägt bei Monats- und Quartalsdaten dagegen eine Unit root vor. Ein noch uneinheitlicheres Bild ergibt sich, wenn die Tests für unterschiedliche Zeiträume - einmal mit variierendem Beginn und zum anderen mit wechselnden Endzeitpunkten - wiederholt werden. Für keine der getesteten Reihen, weder bei Monats- noch bei Quartalsdaten, können zeitinvariante Schlüsse gezogen werden; sogar für die US-Rendite lassen sich Perioden finden, in denen die Unit-root-Hypothese abzulehnen ist.

Diese Mehrdeutigkeit zeigt sich auch bei den KPSS-Testresultaten, auf deren Angabe verzichtet wird.¹²⁰ Auch hier sind die Entscheidungen maßgeblich davon abhängig, wie groß die Lags für die verwendete Gewichtungsfunktion gewählt werden. Für die Monatswerte aller Variablen wurden z. B. Tests mit Lags von 1 bis 14 durchgeführt. Die Nullhypothese der Stationarität kann nur bei den US-Zinsen stets abgelehnt werden. Die deutsche Rendite ist nur für einen großen Lag (13) stationär, wohingegen der deutsche Geldmarktsatz bereits ab Lag 3 stationär ist. Bei den Spreads wiederholt sich das diffuse Bild; bei relativ kurzen Lags (bis Lag 4 für Deutschland und bis Lag 6 für die USA) sind sie stationär, und bei längeren Lags sind sie es nicht.¹²¹

Wie sind diese unterschiedlichen Resultate zu interpretieren, und wie ist bei derart widersprüchlichen Aussagen weiter zu verfahren? Geht man von der geringen Macht der ADF- und PP-Tests in endlichen Stichproben aus, die in einer Reihe von Simulationsstudien nachgewiesen worden ist, so könnte es überraschen, daß die Nullhypothese der Nichtstationarität für die hier untersuchten Daten doch manchmal abgelehnt werden konnte.¹²² Dies

¹²⁰ Siehe hierzu den Originalbeitrag von Kwiatkowski et al. (1992).

¹²¹ Die Ergebnisse für den ADF-, den PP- und den KPSS-Test der Zinsniveaus, der ersten Zinsdifferenzen sowie der Spreads werden nicht explizit dargestellt und sind auf Anfrage erhältlich. Die Tests für die ersten Differenzen ergeben eindeutig, daß diese stationär sind, weshalb die Niveaugrößen höchstens $I(1)$ sein können.

¹²² Die Macht eines Hypothesentests drückt aus, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, die Nullhypothese abzulehnen, wenn sie falsch ist. Die Macht beträgt Eins minus dem β -Fehler, der die Wahrscheinlichkeit

könnte a priori als Indiz dafür gewertet werden, daß die Zinsen und Spreads tatsächlich mean-reverting sind. Allerdings kommt auch der KPSS-Test nicht zu eindeutigen Ergebnissen, und auch dieser Test besitzt nur eine geringe Macht, wenn die getestete Zeitreihe eine hohe Persistenz aufweist. Das Problem liegt wohl wesentlich in der Tatsache, daß für Zinsen nur near-integrated Prozesse als realistische Alternativhypothese in Frage kommen, und es gibt derzeit noch kein trennscharfes Verfahren, zwischen Unit-root- und near-integrierten Prozessen zu diskriminieren.

Im Rahmen der Johansen-Prozedur besteht die Möglichkeit eines multivariaten Unit-root-Tests, der einen Effizienzgewinn verspricht. Dabei kann getestet werden, ob einzelne oder alle Variablen gemeinsam stationär sind. Dieser Test beruht auf der Tatsache, daß jede individuell stationäre Größe den Kointegrationsrang um Eins erhöht. Der Test auf Stationarität der i -ten Variablen kann unter der Annahme eines gegebenen Kointegrationsrangs formuliert werden als:

$$\beta = (H_i, \varphi)$$

für $i = 1, \dots, n$, H_i als $1 \times (n+1)$ -Nullvektor mit einer Eins in der i -ten Spalte und φ einer $(n+1) \times (r-1)$ -Matrix freier Koeffizienten. Es wird also versucht, einen der Kointegrationsvektoren auf eine einzelne Variable zu reduzieren. Die entsprechende Likelihood-ratio-Statistik ist χ^2 -verteilt mit $(n+1-r)$ Freiheitsgraden. Dieser Test hat demnach unter der Bedingung eines gegebenen Kointegrationsrangs die Stationarität der jeweiligen Variable als Nullhypothese, im Unterschied zu den univariaten ADF- oder Phillips-Perron-Tests.¹²³ Die Ergebnisse sind für unseren Fall recht eindeutig (siehe Tabelle A.1): Die Stationaritätshypothese kann für alle Zinsen und für alternative Kointegrationsränge stets auf dem 95 %-Konfidenzniveau abgelehnt werden. Die Ergebnisse sind zudem äußerst robust gegen Variationen der Lag-Länge und des Schätzzeitraums, so daß auch sie dafür sprechen, die Zinsen zumindest in dem hier vorliegenden Beobachtungszeitraum als nicht-stationäre Größen zu behandeln.

bezeichnet, eine falsche Nullhypothese beizubehalten. Zur Berechnung des β -Fehlers ist natürlich eine konkrete Alternativhypothese notwendig, die als wahr unterstellt wird.

¹²³ Zu den Stationaritätstests im Rahmen der multivariaten Kointegrationsanalyse siehe Hansen/Juselius (1995), S. 11 und S. 65.

Tabelle A.1: Stationaritätstests im vierdimensionalen VECM(3)

Rang r	Kritischer Wert (95 %-Niveau)	Teststatistik: χ^2 mit (5-r) Freiheitsgraden			
		deutsche Rendite	deutscher Tageszins	US-Rendite	Federal funds rate
r = 1	9,49	18,83**	21,80**	17,97**	17,69**
r = 2	7,81	11,52**	12,74**	10,71*	9,22*
r = 3	5,99	8,13*	8,28*	7,67*	7,13*

Anmerkungen: Schätzung des VECM(3) mit Sprungdummies und Quartalswerten für den Zeitraum von 1975/III bis 1998/I. - Die Nullhypothese lautet auf Stationarität des jeweiligen Zinses, unter der Bedingung eines gegebenen Kointegrationsrangs r. - Die Anzahl der Sterne bei den angegebenen Teststatistiken bedeutet Signifikanz auf dem 95 %-Niveau (*) bzw. 99 %-Niveau (**).

Anhang 2: Impuls-Antwort-Folgen und orthogonalisierte Innovationen

Die in einem VAR enthaltenen wechselseitigen und indirekten Wirkungszusammenhänge zwischen den endogenen Variablen können über die sog. Impuls-Antwort-Folgen zusammengefaßt werden. Sie geben darüber Auskunft, wie die einzelnen Variablen im Zeitablauf auf eine einmalige unerwartete Veränderung („Schock“ oder „Innovation“) in einer der Endogenen reagieren. Solche exogenen Impulse sind jeweilige Realisationen der Störvariablen ε_t in Gleichung (5.1), die aus Gründen der Übersichtlichkeit noch einmal - allerdings ohne die hier verzichtbaren Konstanten und deterministischen Variablen - wiedergegeben ist:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.2.1})$$

Die zeitabhängigen „Antworten“ der endogenen Größen auf einen einmaligen, von außen kommenden Impuls können über die äquivalente „Vector-Moving-Average“ (VMA)-Darstellung eines VAR gefunden werden. Dabei werden die verzögerten z_{t-i} durch Rückwärtssubstitution eliminiert, so daß auf der rechten Gleichungsseite nur noch eine (unendliche) Summe der mit spezifischen Koeffizientenmatrizen Φ_q gewichteten verzögerten Störvariablen bzw. Prognosefehlern ε_{t-q} resultiert:

$$z_t = \varepsilon_t + \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \Phi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \Phi_q \varepsilon_{t-q}, \quad \text{für } q \rightarrow \infty. \quad (\text{A.2.2})$$

Die Matrizen Φ_q sind nicht-lineare Funktionen der Koeffizientenmatrizen A_i (mit $i = 1, \dots, p$) und können als dynamische Multiplikatoren

$$\frac{\partial z_{t+q}}{\partial \varepsilon_t} = \Phi_q \quad (\text{A.2.3})$$

interpretiert werden.¹²⁴ Zum Beispiel identifiziert das Element in der i -ten Reihe und j -ten Spalte der Matrix Φ_q [$\Phi_q(i,j)$] die Wirkung, die eine Innovation in der j -ten Variable zum Zeitpunkt t ($\varepsilon_{j,t}$) auf die i -te Variable zum Zeitpunkt $t+q$ ($z_{i,t+q}$) ausübt. Die Folge aller $\Phi_q(i,j)$ für $q = 0, 1, \dots, s$ spiegelt insofern den zeitlichen Wirkungsverlauf eines einmaligen Impulses unter der Annahme wider, daß alle anderen Innovationen zu allen übrigen Zeitpunkten Null sind, und wird entsprechend „Impuls-Antwort-Folge“ oder „Impulse-Response-Function (IRF)“ genannt. Die Matrix Φ_0 - die die Reaktionen auf die kontemporären Schocks wiedergibt - ist eine n -dimensionale Einheitsmatrix I_n . Das suggeriert wiederum, daß die kontemporären Wirkungen auf Eigenschocks in der i -ten Variable beschränkt seien. Dies trifft allerdings nur für den Spezialfall zu, daß die Störvariablen bzw. die Residuen untereinander unkorreliert („orthogonal“) sind, so daß die Varianz-Kovarianz-Matrix $\Sigma(\varepsilon) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ eine Diagonalmatrix mit den Residuenvarianzen auf der Hauptdiagonalen ist.

Wenn das nicht der Fall ist, müssen die kontemporären Interdependenzen bei der Berechnung der Gesamteffekte eines Schockimpulses berücksichtigt werden. Dazu werden die Innovationen „orthogonalisiert“, so daß die transformierten Schocks unabhängig voneinander sind. Die Cholesky-Zerlegung der Varianz-Kovarianz-Matrix $\Sigma(\varepsilon)$ ist eine einfache und übliche Methode, dies zu erreichen.¹²⁵ Für jede symmetrische positiv-definite Matrix $\Sigma(\varepsilon)$ existiert eine einzige untere Dreiecksmatrix W mit lauter Einsen auf der Hauptdiagonalen (alle Elemente oberhalb der Hauptdiagonalen sind Null, die darunter können beliebige Werte annehmen) und eine einzige Diagonalmatrix D mit positiven Elementen auf der Hauptdiagonalen (alle anderen Elemente sind Null), so daß

¹²⁴ Zur Berechnung der einzelnen Φ_j über eine rekursive Formel oder über die sog. „companion form“ eines VAR(p) für $p > 1$ siehe Hamilton (1994), S. 260.

$$\Sigma(\varepsilon) = WDW'.$$

Durch Multiplikation des Vektors ε_t mit der Inversen der Matrix W erhalten wir die gewünschten unabhängigen Störvariablen u_t :

$$u_t = W^{-1} \varepsilon_t.$$

Die Kovarianzen zwischen den u_t sind Null, da

$$\begin{aligned} \Sigma(u) &= E(u_t u_t') = [W^{-1}] E(\varepsilon_t \varepsilon_t') [W^{-1}]' \\ &= [W^{-1}] \Sigma(\varepsilon) [W^{-1}]' \\ &= [W^{-1}] WDW' [W^{-1}]' = D. \end{aligned}$$

Die Matrix D enthält auf der Hauptdiagonalen die Varianzen der orthogonalisierten Innovationen $\sigma^2(u_i)$ mit $i = 1, \dots, n$. Um die Reaktionen auf typische Schocks in Höhe von einer Standardabweichung der Innovationen zu erhalten, wird die Matrix D weiter zerlegt in das Produkt $D^{1/2} D^{1/2}$; diese Matrizen enthalten auf ihrer Hauptdiagonalen die Standardabweichungen der u_i , so daß

$$\Sigma(\varepsilon) = W D^{1/2} D^{1/2} W' = P P'$$

mit der „Cholesky-Zerlegungsmatrix“ $P = W D^{1/2}$. Transformiert man die Ursprungsinnovationen mit der Inversen dieser Cholesky-Matrix

$$v_t = P^{-1} \varepsilon_t,$$

erhält man die orthogonalen Innovationen v_t mit der Einheitsmatrix als Varianz-Kovarianz-Matrix:

$$\Sigma(v) = E(v_t v_t') = I_n.$$

¹²⁵ Zur allgemeinen Bestimmung und Interpretation der Impuls-Antwort-Folgen sowie zur Orthogonalisierung mit Hilfe der Cholesky-Zerlegung siehe Hamilton (1994), S. 318-323.

Nun stehen die jeweiligen Standardabweichungen $\sigma(u_i)$ der orthogonalen Innovationen u_i auf der Hauptdiagonalen der Cholesky-Matrix P .¹²⁶ Die entsprechend modifizierten Impuls-Antwort-Folgen erhält man nun analog zu (A.2.2) leicht als

$$z_t = \Theta_0 v_t + \Theta_1 v_{t-1} + \Theta_2 v_{t-2} + \dots + \Theta_q v_{t-q}, \quad \text{für } q \rightarrow \infty. \quad (\text{A.2.4})$$

mit $\Theta_q = \Phi_q P$ für $q > 0$ und $\Theta_0 = P$. Ein Schock in Höhe von einer Einheit in v_t bedeutet nun für jede endogene Variable eine kontemporäre Eigeninnovation in Höhe von einer Standardabweichung, da genau diese Standardabweichungen auf der Hauptdiagonalen der Matrix P bzw. der Matrix Θ_0 stehen. Die Diagonalstruktur der Matrix P erfordert die Annahme, daß die kontemporären Beziehungen zwischen den Variablen rekursiver Natur ist, so daß die Anordnung der endogenen Variablen für die Impuls-Antwort-Analyse von Bedeutung ist. Es wird unterstellt, daß die erste Variable kontemporär nur auf ihre Eigenschocks reagiert. Die zweite Variable reagiert kontemporär dagegen auch auf Innovationen in der ersten Variable, und zwar im Ausmaß von $P(2,1) = W(2,1) \sigma(u_1)$, usw.

Für das vierdimensionale VECM hat die mit Hilfe der Residuen geschätzte Matrix P folgendes Aussehen, wenn die endogenen Variablen in der Reihenfolge Federal funds rate, US-Rendite, deutscher Tageszins und deutsche Rendite geordnet sind:

$$P = \begin{pmatrix} 0,47 & 0 & 0 & 0 \\ 0,14 & 0,39 & 0 & 0 \\ -0,06 & -0,01 & 0,36 & 0 \\ 0,04 & 0,10 & 0,14 & 0,19 \end{pmatrix}.$$

Das erste Element in der letzten Reihe etwa gibt an, daß die deutsche Rendite auf einen Schock in der Federal funds rate in Höhe von 47 Basispunkten (0,47) kontemporär um 4 Basispunkte steigt. Die US-Rendite steigt als Reaktion auf den gleichen Impuls um 14 Basispunkte.

Die Impuls-Antwort-Analyse behält auch für instabile, kointegrierte VARs ihre Gültigkeit.¹²⁷ Aufgrund der Tatsache, daß in einem kointegrierten System mehrere Einheitswurzeln vorliegen können, laufen die Effekte eines einmaligen Impulses allerdings nicht notwendigerweise asymptotisch aus. In diesem Fall können keine totalen Multiplikatoren

¹²⁶ Vgl. Hamilton (1994), S. 91 f.

berechnet werden, die in stabilen Systemen Auskunft über die langfristigen Effekte geben¹²⁸

Die empirischen Impuls-Antwort-Folgen beruhen auf geschätzten Parametern, so daß Aussagen über ihre Signifikanz ein Maß für die Schätzunsicherheit verlangen. Die Impuls-Antwort-Funktionen der Abbildungen 5 und 6 im Haupttext sind dazu mit den üblichen 95-%-Konfidenzbändern dargestellt, die mit Hilfe der asymptotischen Verteilungsfunktionen der IRF konstruiert wurden.¹²⁹ Auch dies ist für kointegrierte VARs eine gültige Vorgehensweise, da die Impuls-Antwort-Folgen aus den Koeffizienten A_i ($i = 1, \dots, p$) und der Varianz-Kovarianz-Matrix $\Sigma(\epsilon)$ berechnet werden, die jeweils asymptotisch normalverteilt sind. Die Schätzkoeffizienten A_i aus der VAR-Form (5.1) werden durch eine einfache lineare Transformation der Koeffizientenmatrizen Π und Γ_i ($i = 1, \dots, p-1$) aus der VECM-Form (5.2) gewonnen:¹³⁰

$$[A_1, \dots, A_p] = [\Gamma_{p-1}, \dots, \Gamma_1, -\Pi]G + J \quad (\text{A.2.5})$$

$$\text{mit } G = \begin{pmatrix} O_n & \dots & O_n & I_n & -I_n \\ \vdots & \ddots & \ddots & -I_n & O_n \\ O_n & I_n & \ddots & \ddots & O_n \\ I_n & -I_n & O_n & \ddots & \vdots \\ -I_n & O_n & O_n & \dots & O_n \end{pmatrix} \quad \text{und } J = [I_n \quad O_n \quad \dots \quad O_n].$$

Da die Verteilungseigenschaften der empirischen VECM-Koeffizienten in kleinen Stichproben allerdings noch recht wenig bekannt sind, können die asymptotischen Konfidenzbänder nur als grobe Richtschnur für die tatsächliche Signifikanz der dynamischen Multiplikatoren angesehen werden.

¹²⁷ Siehe hierzu Lütkepohl/Reimers (1992) und Lütkepohl (1993), S. 379-382.

¹²⁸ Vgl. Lütkepohl (1993), S. 380.

¹²⁹ Vgl. Lütkepohl (1993), S. 97 ff., oder Hamilton (1994), S. 336 ff.

¹³⁰ Vgl. Amisano/Giannini (1997), S. 89, und Lütkepohl (1993), S. 356 ff., insbesondere S. 360.

Anhang 3: Ergänzende Abbildungen zum Text

Abbildung A.1: Rekursive Schätzung der beiden höchsten Eigenwerte λ_1 und λ_2 im vierdimensionalen VECM

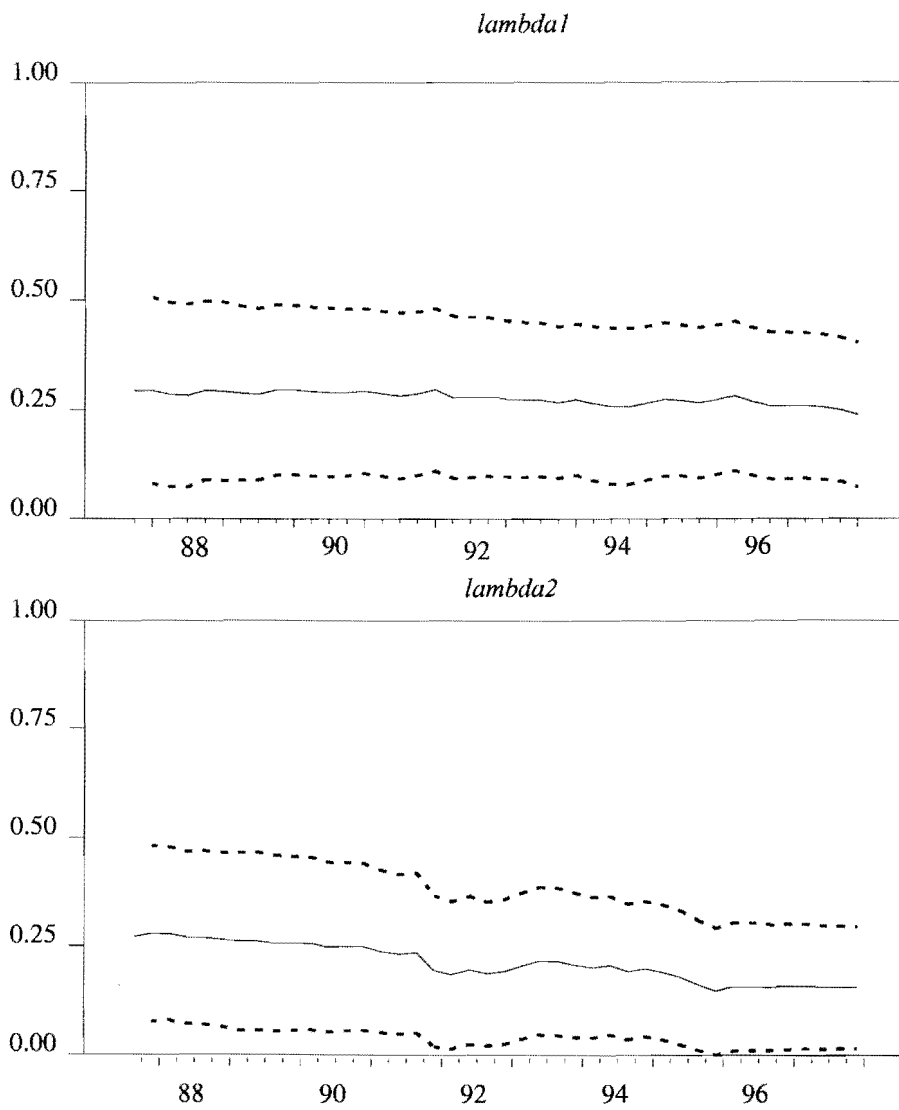
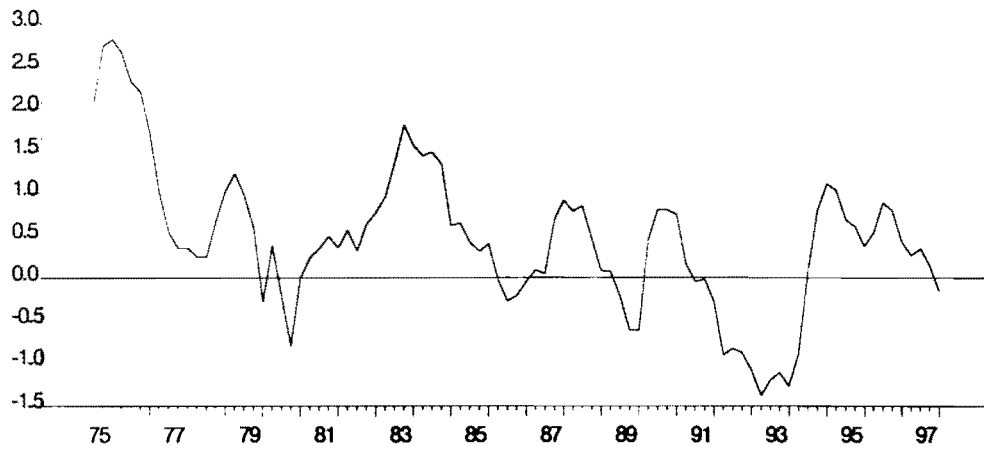


Abbildung A.2: Die beiden signifikanten identifizierten Kointegrationsbeziehungen im vierdimensionalen VECM

$$\beta_1'z(t) = [R^D(t) - 0,53r^D(t) - 3,86]$$

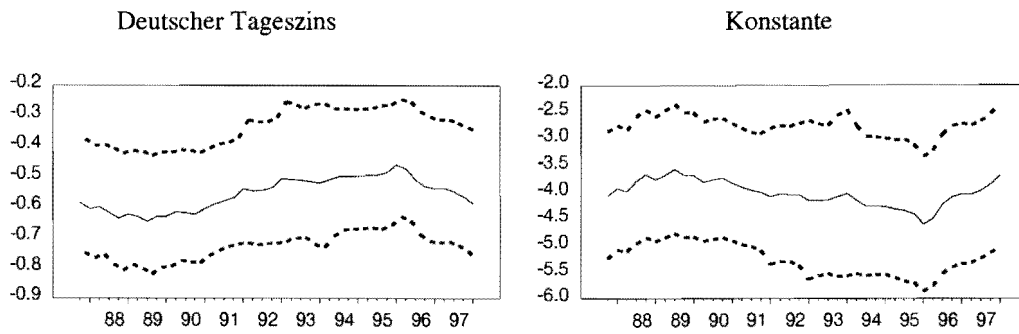


$$\beta_2'z(t) = [R^{US}(t) - 0,95r^{US}(t) - 1,67]$$



Abbildung A.3: Rekursive Schätzung der freien Parameter und der Ladungen für die erste Kointegrationsbeziehung des partiellen VECM einschließlich der 95 %-Konfidenzintervalle

a) Freie Parameter (β_1 -Koeffizienten für den deutschen Tageszins bzw. die Kointegrationskonstante)



b) Ladungen (α_1 -Koeffizienten für die deutsche Rendite, den deutschen Tageszins und die US-Rendite)

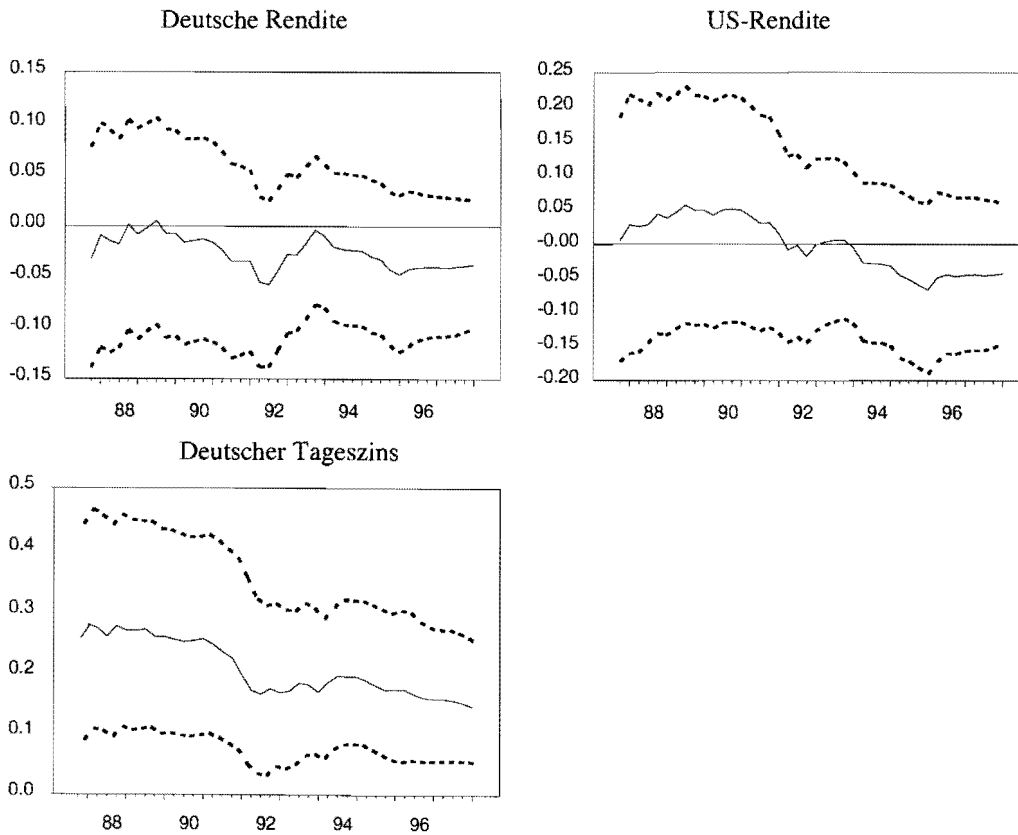
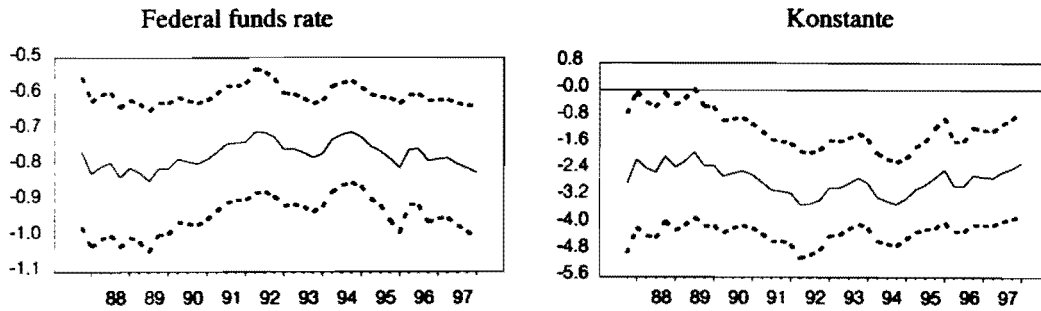
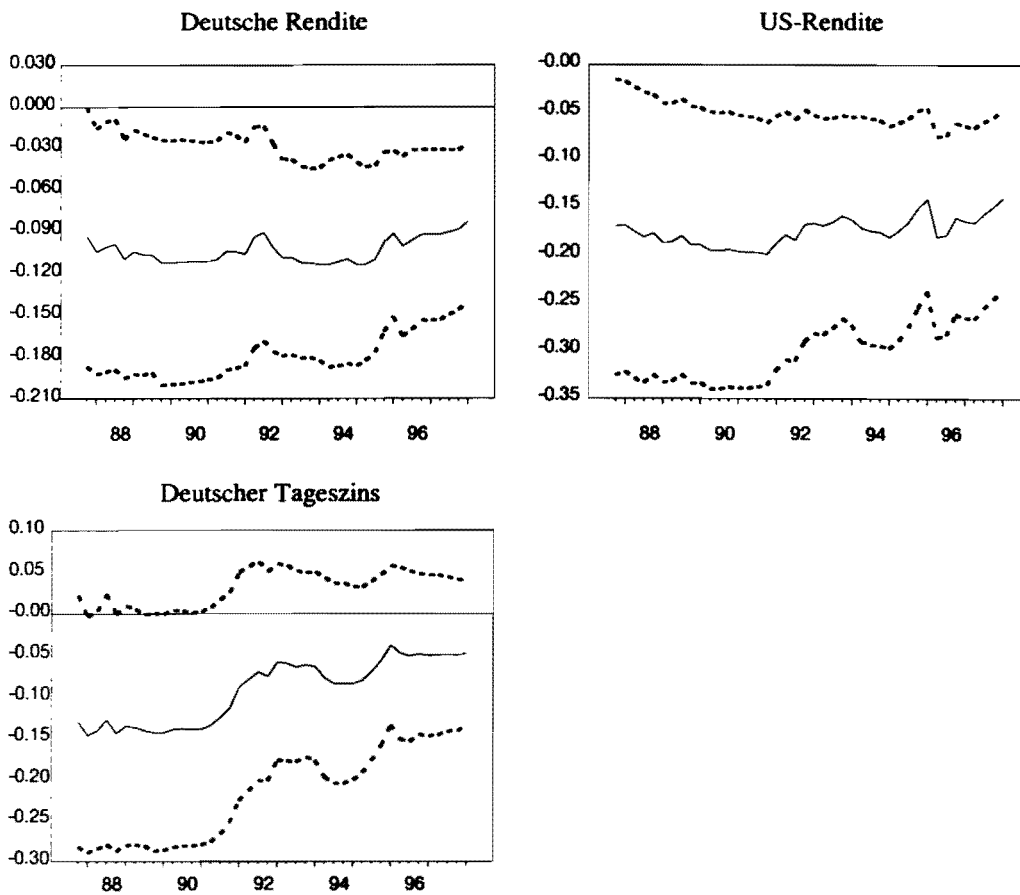


Abbildung A.4: Rekursive Schätzung der freien Parameter und der Ladungen für die zweite Kointegrationsbeziehung des partiellen VECM einschließlich der 95 %-Konfidenzintervalle

a) Freie Parameter (β_T -Koeffizienten für die Federal funds rate bzw. die Kointegrationskonstante)

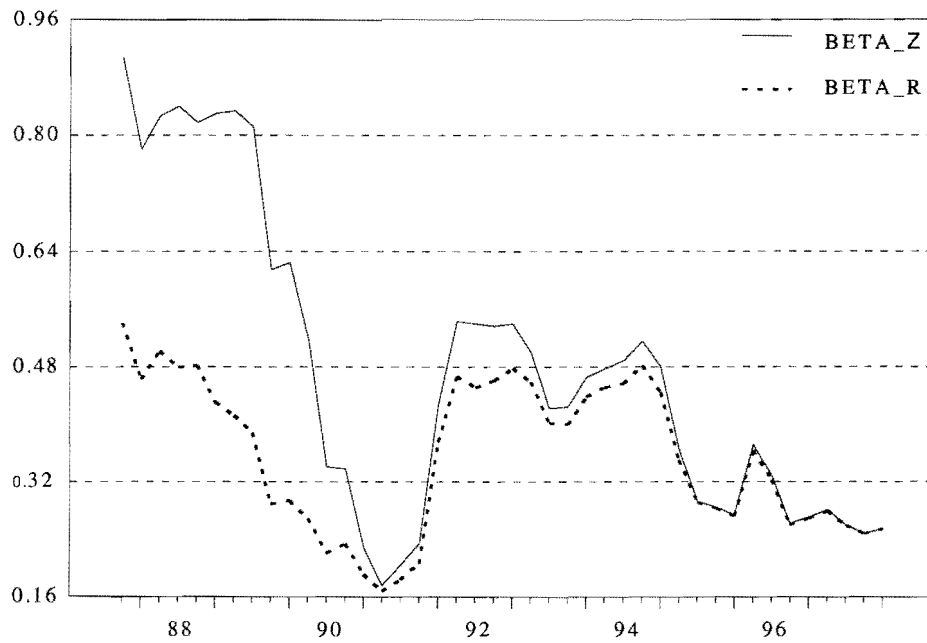


b) Ladungen (α_T -Koeffizienten für die deutsche Rendite, den deutschen Tageszins und die US-Rendite)



**Abbildung A.5: Rekursiver Test auf Konstanz der Kointegrations-
beziehungen im partiellen VECM**

Zeitpfad der mit dem 95 %-Signifikanzniveau skalierten Teststatistik:



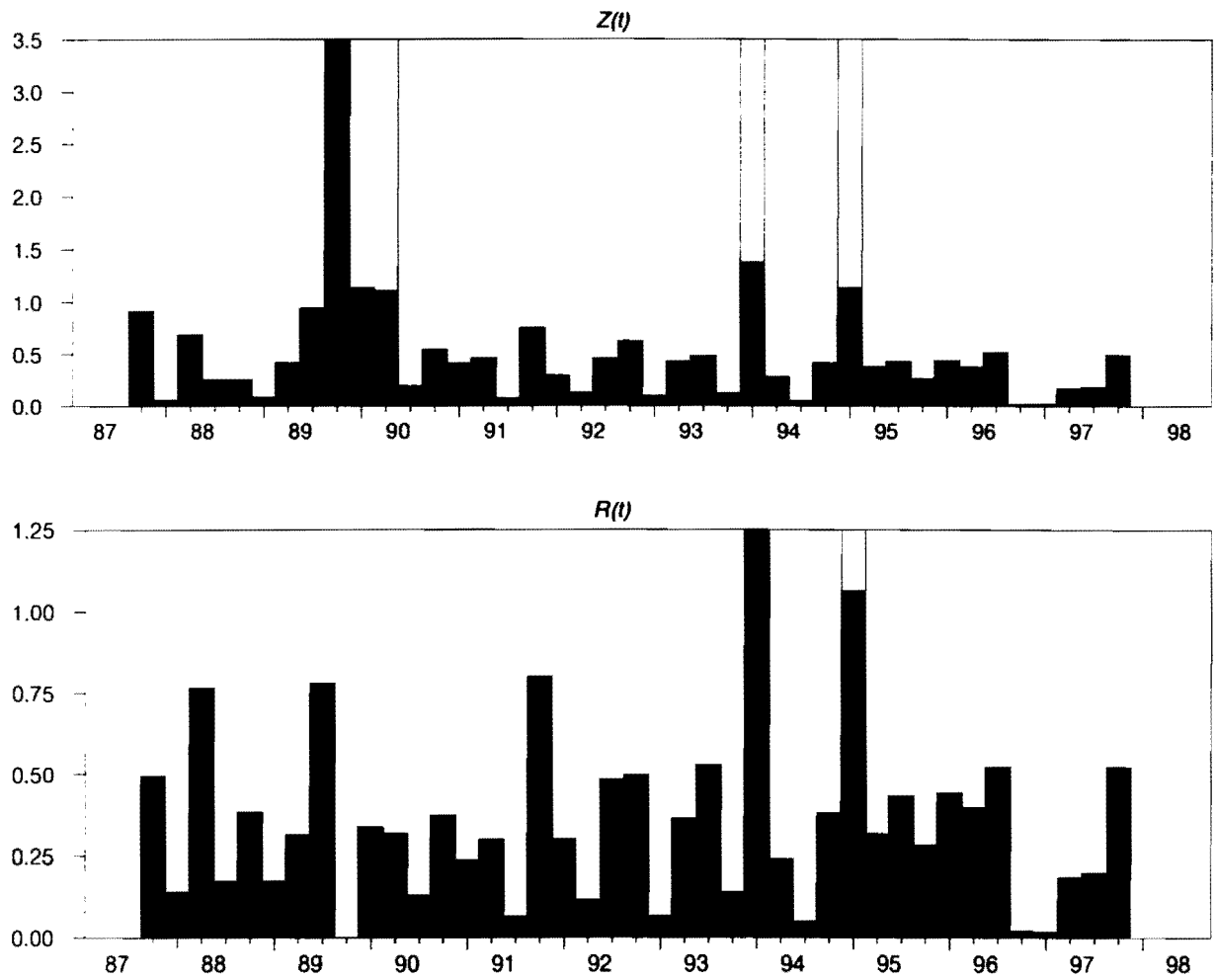
BETA_Z: Teststatistik für die Ursprungswerte der Variablen $\Delta z(t)$

BETA_R: Teststatistik für die bereinigten Variablen $R(0t)$

(siehe Fußnote 47 bzw. CATS-Handbuch)

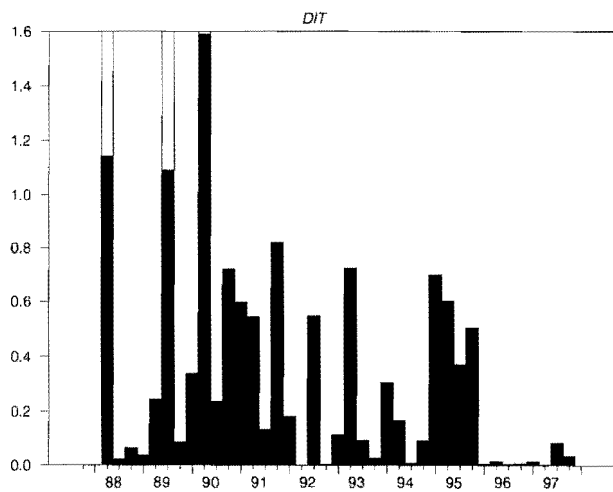
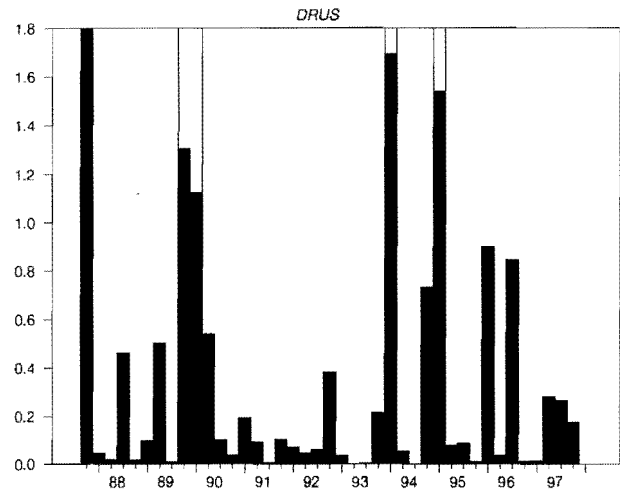
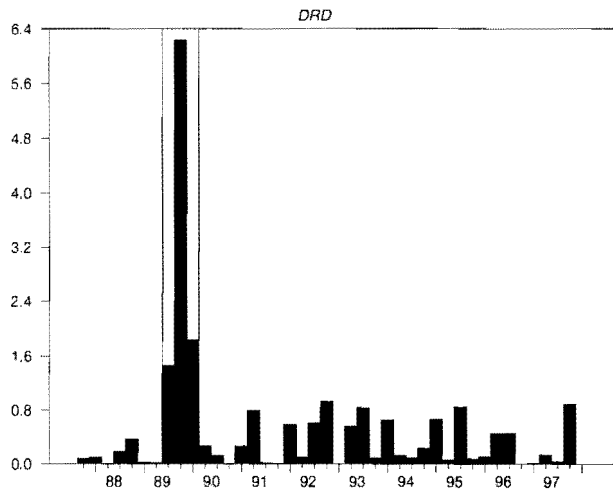
**Abbildung A.6: Ein-Schritt-Prognosefehler-Test auf Strukturbrüche
im partiellen VECM**

a) Tests für das System



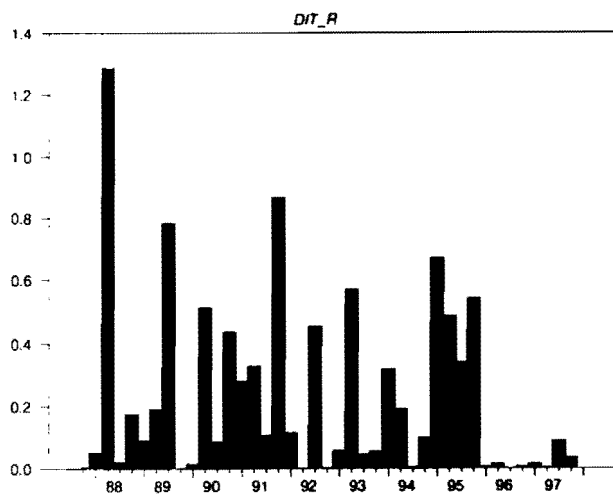
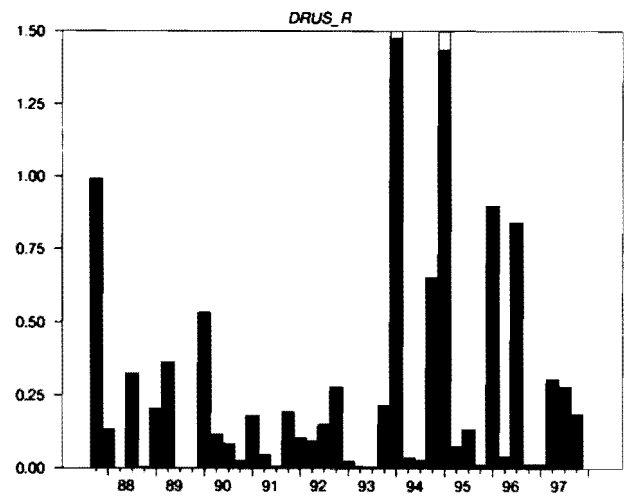
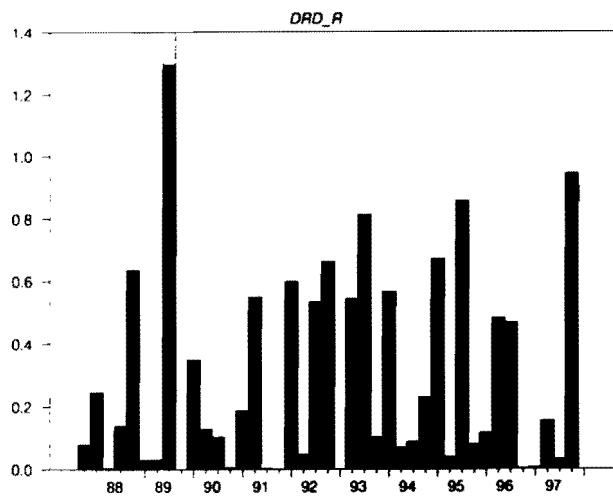
**Abbildung A.6: Ein-Schritt-Prognosefehler-Test auf Strukturbrüche
im partiellen VECM**

b) Tests für die einzelnen Gleichungen in Ursprungswerten [$\Delta z(t), z(t-1)$]



**Abbildung A.6: Ein-Schritt-Prognosefehler-Test auf Strukturbrüche
im partiellen VECM**

*c) Tests für die einzelnen Gleichungen in den bereinigten Variablen [$R(0t)$, $R(kt)$]
(siehe Fußnote 47 bzw. CATS-Handbuch)*



Literaturverzeichnis

- Amisano, G.; Giannini, C.* (1997), „Topics in Structural VAR Econometrics“, 2nd, Revised and Enlarged Edition, Berlin et al.: Springer.
- Arshanapalli, B.; Doukas, J.* (1994), „Common Stochastic Trends in a System of Eurocurrency Rates“, in: *Journal of Banking and Finance*, 18, S. 1047-1061.
- Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J.W.; Hendry, D.F.* (1993), „Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data“, Oxford et al.: Oxford University Press.
- Bisignano, J.* (1983), „Monetary Policy Regimes and International Term Structures of Interest Rates“, in: *Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review*, (4), S. 7-26.
- Campbell, J.Y.; Lo, A.W.; MacKinlay, A.C.* (1997), „The Econometrics of Financial Markets“, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Campbell, J.Y.; Perron, P.* (1991), „Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots“, in: *Blanchard, O.J.; Fischer, S., Hrsg., NBER Macroeconomics Annual 1991*, Cambridge, MA und London: MIT Press, S. 141-201.
- Campbell, J.Y.; Shiller, R.J.* (1984), „A Simple Account of the Behavior of Long-Term Interest Rates“, in: *American Economic Review*, 74, (2), S. 44-48.
- Campbell, J.Y.; Shiller, R.J.* (1987), „Cointegration and Tests of Present Value Models“, in: *Journal of Political Economy*, 95, S. 1062-1088.
- Caporale, G.M.; Kalyvitis, S.; Pittis, N.* (1996), „Interest Rate Convergence, Capital Controls, Risk Premia and Foreign Exchange Market Efficiency in the EMS“, in: *Journal of Macroeconomics*, 18, (4), S. 693-714.
- Chinn, M.D.; Frankel, J.A.* (1995): „Who Drives Real Interest Rates around the Pacific Rim: the USA or Japan?, in: *Journal of International Money and Finance*, 14, (6), S. 801-821.
- Christiansen, H.; Pigott, C.* (1997), „Long-Term Interest Rates in Globalised Markets“, OECD Economics Department, Working Paper No. 175, Paris.
- Cuthbertson, K.* (1996), „Quantitative Financial Economics“, Chichester et al.: Wiley.

Dankenbring, H. (1997), „The Term Structure of Interest Rates and the Uncovered Interest Rate Parity: Empirical Results for Germany and the U.S.“, Humboldt-Universität zu Berlin, Discussion Paper No. 72, Berlin.

Deutsche Bundesbank (1996), „Die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen seit Anfang der neunziger Jahre“, Monatsbericht November, S. 17-32.

Deutsche Bundesbank (1997), „Die Bedeutung internationaler Einflüsse für die Zinsentwicklung am Kapitalmarkt“, Monatsbericht Juli, S. 23-40.

Deutsche Bundesbank (1998a), „Strukturveränderungen am deutschen Kapitalmarkt im Vorfeld der Europäischen Währungsunion“, Monatsbericht April, S. 55-70.

Deutsche Bundesbank (1998b), „Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren“, Monatsbericht Juli, S. 51-69.

Devine, M. (1997), „The Cointegration of International Interest Rates: A Review“, Central Bank of Ireland, Technical Paper 1/RT/97, Dublin.

Domanski, D.; Kremer, M. (1998), „What do Asset Price Movements in Germany Tell Monetary Policy Makers?“, in: Bank for International Settlements, Hrsg., The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy, BIS Conference Papers Vol. 5, Basel.

Dueker, M.; Startz, R. (1998), „Maximum-Likelihood Estimation of Fractional Cointegration with an Application to U.S. and Canadian Bond Rates“, in: Review of Economics and Statistics, S. 420-426.

Enders, W. (1995), „Applied Econometric Time Series“, New York et al.: Wiley.

Enders, W.; Siklos, P.L. (1998), „Cointegration and Threshold Adjustment“, unveröffentlichtes Manuskript.

Engle, R.F.; Granger, C.W.J. (1987), „Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing“, in: *Econometrica*, 55, S. 251-276.

Estrella, A.; Mishkin, F.S. (1997), „The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank“, in: *European Economic Review*, 41, (7), S. 1375-1401.

Frankel, J.A. (1989), „International Financial Integration, Relations among Interest Rates and Exchange Rates, and Monetary Indicators“, in: Pigott, C.A., Hrsg., *International*

Financial Integration and U.S. Monetary Policy, (A Colloquium Sponsored by the Federal Reserve Bank of New York in October 1989), New York.

Friedmann, W.; Herrmann, H. (1989), „International Interest Rate Linkages and Monetary Policy: A German View“, in: Bank for International Settlements, Hrsg., International Interest Rate Linkages and Monetary Policy, Basel, S. 116-134.

Fuchs, H. (1989), „Die Geldmarktabhängigkeit des Kapitalmarktes“, Duisburger Volkswirtschaftliche Schriften, Band 4, Hamburg.

Gardner, E.H.; Perraudin, W.R.M. (1993), „Asymmetry in the ERM. A Case Study of French and German Interest Rates Before and After German Unification“, in: IMF Staff Papers, 40, (2), S. 427-450.

Gärtner, M. (1993), „Macroeconomics Under Flexible Exchange Rates“, New York et al.: Harvester Wheatsheaf.

Hakkio, C.S.; Rush, M. (1991), „Cointegration: How Short is the Long Run?“, in: Journal of International Money and Finance, S. 571-581.

Hall, A.D.; Anderson, H.M.; Granger, C.W.J. (1992), „A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields“, in: The Review of Economics and Statistics, 74, S. 116-126.

Hamilton, J.D. (1994), „Time Series Analysis“, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hansen, G. (1996), „The Domestic Term Structure and International Interest Rate Linkages: A Cointegration Analysis“, in: Weltwirtschaftliches Archiv, 132, (4), S. 675-689.

Hansen, H.; Juselius, K. (1995), „CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series“, Evanston, IL (Handbuch zur Software CATS).

Hardouvelis, G. (1994), „The Term Structure Spread and Future Changes in Long and Short Rates in the G7 Countries“, in: Journal of Monetary Economics, 33, S. 255-283.

Harris, R.I.D. (1995), „Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling“, London et al.: Prentice Hall und Harvester Wheatsheaf.

Hassler, U.; Nautz, D. (1998), „The Link between German Short- and Long-Term Interest Rates. Some Evidence Against a Term Structure Oriented Monetary Policy“, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 217, (2), S. 214-226.

- Henry, J.; Weidmann, J. (1995), „Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates“, in: Annales d’Economie et de Statistique, (40), S. 125-160.*
- Hoffman, D.L.; Rasche, R.H. (1996), „Assessing Forecast Performance in a Cointegrated System“, in: Journal of Applied Econometrics, 11, S. 495-517.*
- Johansen, S. (1988), „Statistical Analysis of Cointegration Vectors“, in: Journal of Economic Dynamics and Control, 12, S. 231-254.*
- Johansen, S. (1991), „Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models“, in: Econometrica, 59, (6), S. 1551-1580.*
- Johansen, S. (1995), „Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models“, Oxford et al.: Oxford University Press.*
- Johansen, S.; Juselius, K. (1990), „Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money“, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, (2), S. 169-210.*
- Johansen, S.; Juselius, K. (1994), „Identification of the Long-run and the Short-run Structure: An Application to the ISLM Model“, in: Journal of Econometrics, 63, S. 7-36.*
- Kasa, K. (1992), „Common Stochastic Trends in International Stock Markets“, in: Journal of Monetary Economics, 29, (1), S. 95-124.*
- Kasman, B.; Pigott, C. (1988), „Interest Rate Divergences among the Major Industrial Nations“, in: Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review, 13, (3), S. 28-44.*
- Kath, D. (1972), „Die verschiedenen Ansätze der Zinsstrukturtheorie“, in: Kredit und Kapital, 5, S. 28-71.*
- Katsimbris, G.M.; Miller, S.M. (1993), „Interest Rate Linkages within the European Monetary System: Further Analysis“, in: Journal of Money, Credit, and Banking, 25, (4), S. 771-779.*
- Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1985), „Der Zusammenhang zwischen der Zinsentwicklung in den Vereinigten Staaten, der Bundesrepublik Deutschland und der Schweiz - Eine empirische Analyse“, in: Giersch, H., Hrsg., Probleme und Perspektiven der weltwirtschaftlichen Entwicklung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Band 148, Berlin: Duncker & Humblot.*

Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1987), „U.S.-European Interest Rate Linkage: A Time Series Analysis for West Germany, Switzerland, and the United States“, in: The Review of Economics and Statistics, 69, (4), S. 675-684.

Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1991), „Gibt es eine DM-Zone in Europa? Eine empirische Untersuchung über die Auswirkungen des Europäischen Währungssystems auf den Zinszusammenhang“, in: Siebke, J., Hrsg., Monetäre Konfliktfelder der Weltwirtschaft, Schriften des Vereins für Socialpolitik, NF Band 210, Berlin: Duncker & Humblot.

Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1992), „Implications of Temporal Aggregation on the Relation between Two Time Series“, in: Statistical Papers, 33, S. 1-19.

Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1993), „Does the DM Dominate the Euro Market? An Empirical Investigation“, in: Review of Economics and Statistics, 75, S. 773-778.

Kirchgässner, G.; Wolters, J. (1995), „Interest Rate Linkages in Europe Before and After the Introduction of the European Monetary System“, FU Berlin, Fachbereich Wirtschaftswissenschaft, Discussion Paper No. 04/1995, Berlin.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992), „Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root“, in: Journal of Econometrics, 54, S. 159-178.

Lewis, K. (1995), „Puzzles in International Financial Markets“, in: Grossman, G.; Rogoff, K., Hrsg.: Handbook of International Economics, Vol. III, Amsterdam et al.: Elsevier, S. 1913-1971.

Lütkepohl, H. (1993), „Introduction to Multiple Time Series Analysis“, 2. Aufl., Berlin et al.: Springer.

Lütkepohl, H.; Reimers, H.-E. (1992), „Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems“, in: Journal of Economic Dynamics and Control, 16, S. 53-78.

Marston, R.C. (1995), „International Financial Integration. A Study of Interest Differentials between the Major Industrial Countries“, Cambridge et al.: Cambridge University Press.

McCallum, B.T. (1994a), „A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship“, in: Journal of Monetary Economics, 33, (1), S. 105-132.

McCallum, B.T. (1994b), „Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates“, NBER Working Paper Nr. 4938, Cambridge, MA.

- Mosconi, R.; Giannini, C.* (1992), „Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation, Estimation and Testing“, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, (3), S. 399-417.
- Nautz, D.; Wolters, J.* (1996), „Die Entwicklung langfristiger Kreditzinssätze: Eine empirische Analyse“, in: *Kredit und Kapital*, 29, (4), S. 481-510.
- Nautz, D.; Wolters, J.* (1998), „The Response of Long-Term Interest Rates to News about Monetary Policy Actions. Empirical Evidence for the U.S. and Germany“, unveröffentlichtes Manuskript.
- Osterwald-Lenum, M.* (1992), „A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics“, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, S. 461-471.
- Pain, D.; Thomas, R.* (1997), „Real Interest Rate Linkages: Testing for Common Trends and Cycles“, Bank of England, Working Paper, London.
- Ramchand, L.; Susmel, R.* (1998), „Volatility and Cross Correlation across Major Stock Markets“, in: *Journal of Empirical Finance*, 5, S. 397-416.
- Reimers, H.-E.* (1992), „Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration“, in: *Statistical Papers*, 33, S. 335-359.
- Rudebusch, G.* (1995), „Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure“, in: *Journal of Monetary Economics*, 35, S. 245-274.
- Schwert, G.W.* (1989), „Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation“, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, (2), S. 147-159.
- Siklos, P.L.; Wohar, M.E.* (1997), „Convergence in Interest Rates and Inflation Rates across Countries and over Time“, in: *Review of International Economics*, 5, (1), S. 129-141.
- Siklos, P.L.; Granger, C.W.J.* (1997), „Regime-Sensitive Cointegration with an Application to Interest-Rate Parity“, in: *Macroeconomic Dynamics*, 1, S. 640-657.
- Stock, J.H.* (1994), „Unit Roots, Structural Breaks and Trends“, in: *Engle, R.F.; McFadden, D.L., Hrsg.: Handbook of Econometrics, Vol. IV, Amsterdam et al.: Elsevier*, S. 2739-2841.

Toda, H.Y.; Phillips, P.C.B. (1993), „Vector Autoregressions and Causality“, in: *Econometrica*, 61, (6), S. 1367-1393.

Thornton, J.; García-Herrero, A. (1997), „Additional Evidence on Monetary Base and Interest Rate Linkages in the EMS“, in: *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, (2), S. 359-368.

Watson, J. (1994), „Vector Autoregressions and Cointegration“, in: Engle, R.F.; McFadden, D.L., Hrsg.: *Handbook of Econometrics*, Vol. IV, Amsterdam et al.: Elsevier, S. 2843-2915.

Wolters, J. (1995), „On the Term Structure of Interest Rates: Empirical Results for Germany“, in: *Statistical Papers*, 36, S. 193-214.

Woodford, M. (1994), „Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions?“, in: Mankiw, N.G., Hrsg., *Monetary Policy*, NBER Studies in Business Cycles Vol. 29, Chicago: University of Chicago Press, S. 95-115.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil
Juni	1997	Direktinvestitionen und Standort Deutschland	Thomas Jost
Juli	1997	Preisstabilität oder geringe Inflation für Deutschland ? Eine Analyse von Kosten und Nutzen	Karl-Heinz Tödter Gerhard Ziebarth
Oktober	1997	Schätzung der deutschen Zinsstrukturkurve	Sebastian T. Schich
Oktober	1997	Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen	Jürgen Reckwerth
Februar	1998	Probleme der Inflationmessung in Deutschland	Johannes Hoffmann

März	1998	Intertemporale Effekte einer fiskalischen Konsolidierung in einem RBC-Modell	Günter Coenen
September	1998	Makroökonomische Bestimmungs- gründe von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	Bernd Schnatz
Januar	1999	Die Geldmenge und ihre bilanziellen Gegenposten: Ein Vergleich zwischen wichtigen Ländern der Europäischen Währungsunion	Dimut Lang
Februar	1999	Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund? Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse	Manfred Kremer