

Schriften des Vereins für Socialpolitik

---

Band 257

**Spekulation,  
Preisbildung und Volatilität auf  
Finanz- und Devisenmärkten**

Von

**Volbert Alexander, Peter Kugler, Erich W. Streissler,  
Axel A. Weber, Jürgen Wolters**

**Herausgegeben von  
Ernst Baltensperger**



**Duncker & Humblot · Berlin**

**Schriften des Vereins für Socialpolitik**  
**Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften**  
**Neue Folge Band 257**

**SCHRIFTEN DES VEREINS FÜR SOCIALPOLITIK**

**Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften**

**Neue Folge Band 257**

---

**Spekulation, Preisbildung und Volatilität  
auf Finanz- und Devisenmärkten**



**Duncker & Humblot · Berlin**

# **Spekulation, Preisbildung und Volatilität auf Finanz- und Devisenmärkten**

**Von**

**Volbert Alexander, Peter Kugler, Erich W. Streissler,  
Axel A. Weber, Jürgen Wolters**

**Herausgegeben von**

**Ernst Baltensperger**



**Duncker & Humblot · Berlin**



Die Deutsche Bibliothek – CIP-Einheitsaufnahme

**Spekulation, Preisbildung und Volatilität auf Finanz- und Devisenmärkten** / von Volbert Alexander. . . Hrsg. von Ernst Baltensperger. – Berlin : Duncker & Humblot, 1998  
(Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften ; N.F., Bd. 257)  
ISBN 3-428-09377-1

Alle Rechte, auch die des auszugsweisen Nachdrucks, der fotomechanischen Wiedergabe und der Übersetzung, für sämtliche Beiträge vorbehalten

© 1998 Duncker & Humblot GmbH, Berlin  
Fremddatenübernahme und Druck:  
Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin  
Printed in Germany

ISSN 0505-2777  
ISBN 3-428-09377-1

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier  
entsprechend ISO 9706 ☺

## Vorwort

Thema der 28. Sitzung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik waren die Finanz- und Devisenmärkte. Das besondere Interesse des Ausschusses galt dabei den Preisbildungsmechanismen und der Volatilität auf den Finanzmärkten sowie der Bedeutung der Geldpolitik. Im vorliegenden Band sind die auf der Sitzung vom 28. Februar und 1. März 1997 in Frankfurt gehaltenen Vorträge zusammengefaßt.

Die Theorie der Wechselkurse ist Gegenstand des Beitrags von Professor Erich W. Streissler (Universität Wien). Es gibt im wesentlichen zwei Basistheoreme zur Erklärung der Wechselkurse: die Kaufkraftparität, die sich aus dem Gütermarktgleichgewicht ableitet, und die ungedeckte Zinsparität, die sich aus dem Kapitalmarktgleichgewicht herleiten läßt. Obwohl theoretisch einleuchtend, brachte die Konfrontation beider Ansätze mit der Wirklichkeit äußerst unbefriedigende Resultate. So läßt sich die Entwicklung der Wechselkurse scheinbar besser durch einen Random walk als durch obige Modelle erklären. Der vorliegende Artikel geht den Gründen für dieses Theorieversagen nach und zeigt gleichzeitig, daß einige jüngere Modelle für die mittlere und längere Frist offenbar in der Lage sind, den Wechselkurs besser zu erklären als der Random walk.

Mit spekulativen Attacken auf eine bestimmte Währung befaßt sich der Beitrag von Professor Axel A. Weber (Universität Bonn). In der Literatur werden zwei Arten von Modellen über Währungskrisen unterschieden. Im ersten Modelltyp wird die spekulative Attacke durch fundamentale makroökonomische Ungleichgewichte ausgelöst, während der zweite Modelltyp selbsterfüllende Spekulation als Ursache für die Währungskrise sieht. In der vorliegenden Arbeit wird versucht, die Beiträge des fundamentalen und des spekulativen Faktors zu konkreten Währungskrisen empirisch zu schätzen. Grundlage der Untersuchung ist dabei ein strukturelles vektorautoregressives Modell für die DM-Wechselkurse verschiedener Währungen. Die erhaltenen Resultate deuten darauf hin, daß nur die Krise des französischen Francs von 1992-93 eine substantielle spekulative Komponente enthielt.

Der Einfluß von geldpolitischen Aktionen der Deutschen Bundesbank auf die Finanzmärkte wird im Beitrag von Professor Volbert Alexander (Universität Gießen) untersucht. Konkret wird analysiert, wie sich Tages-, Monats- und langfristige Zinsen sowie Aktien- und Wechselkurse kurz vor oder nach Zentralbankratsitzungen bzw. Änderungen der Leitzinsen verhalten. Die untersuchte Zeitperiode wird dabei in verschiedene geldpolitische Regimes eingeteilt, da Regimewechsel den Prozeß der Informationsgewinnung und -verarbeitung auf den Finanzmärkten ver-

ändern. Im Ergebnis konnte ein signifikanter Einfluß von Zentralbankratsitzungen und Leitzinsänderungen auf die Volatilität von Tages- und Monatszinsen nachgewiesen werden; Kapitalmarktzinsen, Aktien- und Wechselkurse scheinen sich hingegen weitgehend unabhängig von geldpolitischen Aktionen zu entwickeln.

Professor Jürgen Wolters (Universität Berlin) analysiert in seinem Beitrag die Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt. Gemäß der in der Literatur weit verbreiteten Erwartungshypothese der Zinsstruktur sollten Zinsdifferenziale zwischen Renditen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten stationär sein. Die vorliegende Arbeit findet keine empirische Evidenz für die Gültigkeit der Erwartungshypothese in Deutschland; hingegen konnten Kointegrationsbeziehungen zwischen verschiedenen Spreads festgestellt werden. Dies bedeutet, daß die Zinsstruktur nicht nur von einem, sondern von zwei gemeinsamen Faktoren getrieben wird. Die Vermutung liegt nahe, daß diese zwei Faktoren die nationale Geldpolitik und der internationale Zinszusammenhang sind.

Der Beitrag von Professor Peter Kugler (Universität Bern) schließlich untersucht den Zusammenhang zwischen der Hypothese der ungedeckten Zinsparität sowie der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und der Notenbankpolitik. Beide Hypothesen müssen empirisch meist verworfen werden, doch läßt sich eine gewisse Verbesserung der Testergebnisse seit Ende der 80er Jahre feststellen. Im vorliegenden Papier wird einer möglichen Ursache für die Verbesserung der Testresultate nachgegangen, nämlich der Politikreaktion der Notenbank. In einem Modell mit rationalen Erwartungen werden die Auswirkungen einer Geldpolitik analysiert, die auf Veränderungen der Zinsstruktur reagiert und „leaning against the wind“ betreibt. Es kann gezeigt werden, daß eine Politik der Reaktion der Zentralbank auf die Zinsspanne bzw. auf Wechselkursveränderungen der Geltung der Erwartungs- bzw. Unverzerrtheithypothese förderlich ist.

*Ernst Baltensperger*

## Inhaltsverzeichnis

Zur Problematik der Erklärung von Devisenkursen. Ein kritischer Überblick Von <i>Erich W. Streissler</i> , Wien .....	9
Ursachen spekulativer Attacken: Eine empirische Analyse Von <i>Axel A. Weber</i> , Bonn .....	55
Geldpolitik und Volatilitäten auf Finanzmärkten Von <i>Volbert Alexander</i> , Gießen .....	95
Untersuchung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt 1970 - 1996 Von <i>Jürgen Wolters</i> , Berlin .....	129
Empirische Tests der Erwartungs- und der Unverzerrtheitshypothese und die Politik der Zentralbank Von <i>Peter Kugler</i> , Bern .....	153





# Zur Problematik der Erklärung von Devisenkursen Ein kritischer Überblick\*

Von *Erich W. Streissler*, Wien

## A. Einführender Überblick

### I. Konzeption

Dieser Beitrag sieht die Devisenkursbestimmung (oder Wechselkursbestimmung) als ein Marktphänomen, letztlich geprägt durch die freien Entscheidungen von Privatrechtssubjekten. Er behandelt also nur die Determination von sogenannten flexiblen Wechselkursen, Wechselkursen, die sich frei am Markt bilden dürfen und können. Er geht nicht ein auf Wechselkurse, die erfolgreich durch glaubhafte staatliche Wirtschaftspolitik innerhalb einer Bandbreite ihrer Schwankung um einen Mittelkurs gehalten werden, wobei als das rigoroseste Musterbeispiel einer solchen Wechselkursstabilisierung natürlich nunmehr auch nach internationalen Lehrbüchern der österreichische Schilling relativ zur Deutschen Mark gilt<sup>1</sup>: Der Schilling schwankte innerhalb der letzten Jahre nur mehr zwischen 703.0 und 704.0 für 100 DM, also innerhalb einer Bandbreite von einem siebentel Prozent. Erst recht geht dieser Beitrag nicht ein auf durch staatliche Sanktion auf einem ganz bestimmten Festpreis (einem Preispunkt) gehaltene Wechselkurse. Gibt es also, der Terminologie meines Lehrers Theodor Pütz entsprechend, wirtschaftspolitisch gesehen, flexible, stabile und feste Wechselkurse, so behandelt dieser Beitrag nur die erstgenannten.

Allgemein bekannt ist freilich, daß Staaten, und insbesondere ihre Notenbanken, auch auf freien Devisenmärkten sehr häufig als Kaufende oder Verkaufende intervenieren. Aber auch sie tun das nur als Privatrechtssubjekte und nicht durch Einsatz der Mittel hoheitlicher Zwangsgewalt. Ja, noch wichtiger: Heute sind auch in der Größenordnung der ihnen zur Verfügung stehenden Mittel Notenbanken zwar große, aber beileibe nicht überwältigend große Wirtschaftssubjekte. Notorisch ist etwa, daß sich am 16. September 1992 Herr Soros am Kapitalmarkt mindestens als

---

\* Manuskript des Vortrages bei der Tagung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik in Frankfurt / M. am 28. 2. und 1. 3. 1997.

<sup>1</sup> Siehe *Isard* (1995), S. 27, 29. Das raffinierte Versteigerungssystem, das den Schilling an die DM anbindet, würde als solches schon einer eingehenden Darstellung bedürfen.

so potent erwies wie die Bank of England. Notenbanken sind heute nichts anderes als das auf vielen Märkten auftretende Phänomen von großen, dennoch aber nicht dominanten Marktteilnehmern, deren Verhalten von den anderen Marktteilnehmern als wichtig beobachtet und in ihre Entscheidungsfindung einbezogen wird. Sie unterscheiden sich insofern vielleicht von privaten Marktteilnehmern, als sie häufiger über ihr gegenwärtiges und zukünftig beabsichtigtes Verhalten öffentlich reden.<sup>2</sup> Der Prognose des wahrscheinlichen Notenbankverhaltens durch andere Marktteilnehmer wird daher sehr wohl in diesem Beitrag Aufmerksamkeit geschenkt werden.

Der Beitrag widmet sich weiters vorrangig nur der Erklärung der Wechselkurse der entwickelten „Industriestaaten“, und für diese nur in „normalen“ Zeiten.

## II. Wechselkursfunktionen

Wechselkurse haben drei Funktionen: Sie sind erstens – oder genauer, heute letztes – Preise, besser Preismultiplikatoren oder Preisteile, von international gehandelten Gütern oder Leistungen. Devisen sind zweitens an sich schon Vermögensanlagegüter. So sehen sie die heute dominanten geldtheoretischen Modelle der Wechselkurse: (Inländisches) Geld ist ein Vermögensgut<sup>3</sup>; und ausländisches Geld, also eine Devisen (bzw. Valute), ist ein zweites, ein anderes Vermögensgut.<sup>4</sup> Wechselkurse sind drittens aber auch Preise, besser Preismultiplikatoren oder Preisteile anderer ausländischer Vermögensgüter als nur ausländischer Gelder. So sehen es die Portfolioentscheidungsmodelle.

Dieser Beitrag geht davon aus, daß Devisenkurse vornehmlich kapitalmarktbestimmt gesehen werden müssen, somit also selbst Vermögensgüter sind oder noch eher Preisteile anderer, nämlich längerfristiger, ausländischer Vermögensgüter. Denn die Kapitaltransaktionen machen per saldo mindestens 95% aller Devisentransaktionen aus, sind also im Schnitt etwa zwanzigmal höher als die Leistungsbilanztransaktionen. Noch größer sind die täglichen Wechselkurstransaktionen: sie

---

<sup>2</sup> Klein (1993) untersucht Berichte von amerikanischen Wechselkursinterventionen in den Medien und zeigt, daß die Wahrscheinlichkeit des Berichtes über eine Intervention 72% ist und andererseits in 88% der Fälle, in denen über eine Intervention berichtet wurde, diese auch tatsächlich stattfand. Die Wahrscheinlichkeit des Berichtes steigt mit der Größe der Intervention, und über überdurchschnittlich große Interventionen wird eher berichtet. Wechselkursinterventionen sind somit weitgehend öffentlich bekannt. Modelltheoretisch wurde gezeigt, daß es freilich nicht immer politisch sinnvoll ist, wenn Notenbanken über ihre Deviseninterventionen berichten und nie sinnvoll ist, daß sie deren Ausmaß offenlegen. Siehe *Battacharya & Weller* (1997).

<sup>3</sup> Die Aussage „money is an asset“ sollte viel eher mit Keynes als mit Friedman assoziiert werden. Denn sie prägt das ganze 17. Kapitel der *General Theory*. Siehe *Keynes* (1936), z. B. S. 228 „Some assets (e.g. money)“ oder S. 167 „wealth in the form of cash“.

<sup>4</sup> Siehe *Levich* in *Jones & Kenen* (1985), S. 980-1040 (Kap. 19), hier S. 1000 ff.

machten nach einer Schätzung der BIZ im April 1992 bereits 880 Milliarden US-\$ aus und steigen jährlich zwischen 15% und 30%.<sup>5</sup>

### III. Basistheoreme

Es gibt zwei überzeugende Basistheoreme der Wechselkurerklärung.

Ein erstes ist die Kaufkraftparitätstheorie, englisch abgekürzt PPP genannt. Sie beschreibt das Gütermarktgleichgewicht und besagt in absoluter (1) und relativer (2) Form

$$(1) \quad s = p - p^*$$

$$(2) \quad \Delta s = \Delta p - \Delta p^*$$

Dabei ist  $S$  der Wechselkurs, ausgedrückt in der Zahl einheimischer Geldeinheiten pro ausländischer,  $s$  der (natürliche) Logarithmus des Wechselkurses,  $\Delta$  der Operator für eine absolute Veränderung,  $P$  ein passend gewähltes inländisches Preisniveau,  $P^*$  – wie alle Größen mit dem Operator \* – ein passend gewähltes ausländisches,  $p$  und  $p^*$  deren Logarithmen,  $\Delta s$ ,  $\Delta p$ ,  $\Delta p^*$  somit die Wachstumsraten oder relativen Veränderungsrate des Wechselkurses sowie die inländischen und ausländischen – passend definierten – Inflationsraten. (2) besagt in Worten: Die relative Veränderung des Wechselkurses entspricht der Differenz zwischen der inländischen und der ausländischen Inflationsrate. Man beachte, daß in dieser, heute gängig gewordenen (kontinentalen) Schreibweise eine Abwertung einem Anstieg des Wechselkurses entspricht und umgekehrt. (2) besagt somit auch: Der inländische Wechselkurs wertet gemäß dem Überschuß der ausländischen über die inländische Inflationsrate auf.

(1), oder wegen möglicher Niveauunterschiede besser (2), ist eine Arbitragebedingung und entspricht damit dem Herzstück heutiger mikroökonomischer rationaler Entscheidungstheorien: Auf integrierten Märkten müssen dieselben Güter jeweils gleich viel kosten. Nur Handelsbarrieren, Transaktions- und Transportkosten<sup>6</sup> dürften zu Abweichungen führen; und, da es sich ja um Preisindizes handelt, natürlich auch lokale Gewichtungunterschiede und Unterschiede in den die Güterkategorien repräsentierenden Einzelgütern.

<sup>5</sup> Siehe *Isard* (1995), S. 17.

<sup>6</sup> Eine Studie von *Engel & Rogers* (1995) untersucht Preisunterschiede für 14 Güterkategorien in 23 Städten der Vereinigten Staaten und Kanada. Je größer die Entfernung, desto größer die Preisunterschiede, was auf Transportkosteneffekte schließen läßt. Jedoch wirkt die Grenze zwischen USA und Kanada wie eine zusätzliche Vergrößerung der Distanz zwischen den Städten von 2.500 bis 23.000 Meilen, was – allenfalls – als eine Informationskostenschranke gedeutet werden kann. Siehe *Rogoff* (1996), S. 652 f.



Für viele Studien wird der reale Wechselkurs  $Q$  definiert, bzw. sein Logarithmus  $q$ . Es gilt:

$$(3a) \quad Q \equiv \frac{S \cdot P^*}{P}$$

$$(3b) \quad q \equiv s + p^* - p$$

Bei Gültigkeit der absoluten Kaufkraftparitätstheorie wäre  $Q$  immer 1, bei Gültigkeit der relativen Kaufkraftparitätstheorie  $\Delta q = 0$ .

Das zweite Basistheorem ist die ungedeckte Zinsparitätsbeziehung. Sie beschreibt das Kapitalmarktgleichgewicht. Ist  $R$  ein inländischer nomineller Zinssatz, (definiert als kontinuierliche Verzinsung einer  $e$ -Funktion), und  $R^*$  ein entsprechender ausländischer nomineller Zinssatz, so müßte bei risikoneutralen Anlegern gelten:

$$(4) \quad s_0 = -(R - R^*)_t + E(s_t)$$

0 und  $t$  sind Zeitindizes und  $E$  der Operator für die Bildung des Erwartungswertes<sup>7</sup>. Bezeichnen wir mit  $E(\Delta s) \equiv E(s_t) - s_0$  und unterdrücken wir die Zeitindizes, so läßt sich (4) umformen:

$$(5) \quad E(\Delta s) = R - R^*$$

(4) und (5) besagen: Damit auf integrierten Kapitalmärkten Kapitalmarktgleichgewicht herrscht, muß der erwartete Ertrag auf dem inländischen und dem ausländischen Kapitalmarkt gleich sein. „Kapitalmarktgleichgewicht“ herrscht, wenn es keine Kapitalströme (in Richtung eines allfällig höheren Ertrages) mehr gibt. Und da der Kapitalmarkt zwischen entwickelten Nationen heute rechtlich nicht beschränkt und auch informationsmäßig voll integriert ist und da (kurzfristiges) Kapital außerdem höchst mobil ist, wird angenommen, daß solches Kapitalmarktgleichgewicht bei Veränderung der Daten fast sofort erreicht wird, Kapitalmarktgleichgewicht also fast immer herrscht.

Anders ausgedrückt besagen (4) und (5), daß im Gleichgewicht ein höherer ausländischer Zinssatz gegenüber dem inländischen durch eine entsprechende Aufwertungserwartung der eigenen Währung oder Abwertungserwartung der ausländischen Währung wettgemacht werden muß.

---

<sup>7</sup> Die genaue Beziehung für diskrete Zeit lautet:

$$(4a) \quad S_t = \frac{1 + R^*}{1 + R} E(S_{t+1}) .$$

Der ungedeckten Zinsparität liegt eine Spekulation zugrunde: der zukünftige Wechselkurs ist ja nicht sicher, sondern wird nur erwartet. Aber das sollte an der Eigenschaft als Gleichgewichtsbedingung nur wenig ändern. Allenfalls, bei Risikoscheu der Anleger, sollten wir (4) bzw. (5) durch eine Risikoprämie der Auslandsveranlagung  $\rho$  ergänzen:

$$(6) \quad E(\Delta s) = R - R^* + \rho$$

Diese Risikoprämie sollte bei gleichbleibender Risikopräferenz, langfristig gleichbleibendem Wechselkursrisikosystem und gleichbleibender Zusammensetzung der Kapitalanleger über die Zeit stabil sein. Die Basistheoreme Kaufkraftparitätstheorie und ungedeckte Zinsparität sind für jeden Ökonomen so einleuchtend, ja für sein theoretisches Weltbild der Funktionsweise einer Wirtschaft mit rationalen Wirtschaftssubjekten so sehr paradigmatisch, daß es geradezu wissenschaftlich katastrophal wäre, wenn sie nicht gelten sollten.

Diese wissenschaftliche Katastrophe ist aber voll und ganz eingetreten. Sie haben vielmehr in „befriedigender“ Weise nie gegolten und gelten seit 1973 noch weniger als in früheren Zeiten flexibler Wechselkurse. Einen (notgedrungen gerafften) Überblick über mögliche Erklärungen dieses Theorieversagens an der Wirklichkeit zu geben, ist Aufgabe dieses Beitrages.

#### IV. Eine Flutwelle von Literatur

Freilich, hierzu etwas Originelles noch zu sagen, ist in letzter Zeit außerordentlich erschwert worden: Allein 1995 und 1996 sind mir zu diesem Thema fünf große Überblicksartikel und eine Monographie in die Hände gefallen. In den 1990er Jahren sind schätzungsweise wohl etwa 500 Artikel zur Frage der Devisenkursbestimmung publiziert worden. Allein in einer Zeitschrift (dem Journal of International Money and Finance) habe ich für die drei Jahre 1993 – 1995 47 Artikel gezählt und studiert. Das Thema ist also – leider – geradezu explosiv aktuell. Ein Überblick scheint andererseits insoweit gegenwärtig angebracht, als sich nunmehr die Zahl und auch der fundamentale Neuigkeitsgehalt zusätzlicher Beiträge zu reduzieren scheint: Die Jahrgänge 1996 und die ersten drei aus vier Heften der Jahrgänge 1997 des Journal of International Economics zeigen nur mehr 8 Artikel zum Thema.

#### V. Der zufällige Irrweg als Maßstab

Der Maßstab, an dem heute jede Erklärung der Devisenkurse gemessen wird, ist der Artikel von *Meese* und *Rogoff* aus 1983. Zahlreiche Modelle hatten anschei-

nend einigermaßen empirisch befriedigende Erklärungen geliefert. Aber ein leider nur zu häufiger ökonomischer Selbstbetrug besteht ja darin, daß man so lange mit dem Erklärungsansatz herumspielt, bis dieser auf den gegebenen Datensatz bestmöglich paßt. Da aber Prognose letztlich immer das ökonomische Erkenntnisziel sein muß, müßten die Ansätze auch hinlänglich die Zukunft, also „out of sample“, nicht nur „in sample“ erklären. Meese und Rogoff testen eine große Batterie von – immer umfassendere Variablensätze verwendenden – Modellen in immer neuen zeitlichen Varianten (als „rolling regressions“). Ihr Ergebnis lautet: „None of these models achieves lower, much less significantly lower, RMSE than the random walk at any horizon“.<sup>8</sup> Ihr zentrales Maß zur Überprüfung der Prognosegenauigkeit ist die mittlere quadratische Abweichung des Prognosefehlers (englisch abgekürzt: RMSE), ein passendes Maß für reine Varianzfehler bei annähernder Erwartungstreue der Schätzung. Ihre Zeithorizonte („at any horizon“) reichen freilich nur von einem Monat bis zwölf Monate. Seit dieser „now classical study“ gilt somit als weitgehend gesicherte Erkenntnis: Bis zu einem Jahr ist der beste Prognosewert des zukünftigen Wechselkurses der gegenwärtige; denn nichts anderes besagt das Modell des zufälligen Irrweges, zumindest allein bei Betrachtung erster Momente. „The Meese and Rogoff analysis at short horizons has never been convincingly overturned or explained. It continues to exert a pessimistic effect on the field of empirical exchange rate modelling.“<sup>9</sup> Somit gilt die erklärungsdestruktive Erkenntnis: „Existing structural models have little in their favour beyond theoretical coherence.“ Und: „It is the rule rather than the exception that large movements in exchange rates occur in the absence of plausible or detectable macroeconomic events.“<sup>10</sup> Wie wir im letzten Abschnitt sehen werden, ist diese Schlußfolgerung bezüglich Arbeiten ab 1994 geringfügig zu pessimistisch; aber wir tauchen sozusagen lediglich heraus aus dem völligen Dunkel des Tunnels ins Freie einer sternklaren Nacht.

## VI. Wechselkursmodelle formal gesehen

Der formalen Struktur nach sind drei verschiedene Typen von Wechselkursmodellen denkbar:

Erstens die Modellierung des Wechselkurses als zufälliger Irrweg (ohne Drift).

Die Überlegung, daß dies ohnehin das vorgezeichnete Wechselkursmodell sein müsse, weil der zufällige Irrweg die richtige Beschreibung jedes effizienten Finanzmarktes sei, ist dabei aus drei Gründen abwegig. Erstens schon deswegen, weil die adäquate Beschreibung eines effizienten Finanzmarktes keineswegs not-

<sup>8</sup> Meese & Rogoff (1983), S. 12.

<sup>9</sup> Frankel & Rose in Grossman & Rogoff (1995), S. 1704.

<sup>10</sup> Frankel & Rose (1995), S. 1705, 1707, wobei die Autoren dem letztgenannten Zitat voranstellen, es drücke „a growing general consensus“ aus.

wendig ein zufälliger Irrweg sein muß, sondern vielmehr nur ein Martingal.<sup>11</sup> Mit einem Wort läßt sich aus der Eigenschaft der Informationseffizienz von Märkten nur etwas über die erwarteten ersten Momente des Preisprozesses aussagen, nicht aber über höhere Momente, einschließlich einer möglichen seriellen Korrelation des Prozesses. In der Tat lassen sich Wechselkursmartingale am besten durch einen zufälligen Irrweg (oder, in kontinuierlicher Zeit einer Brownschen Bewegung) und zusätzlich noch einem beigemischten Sprungprozeß (z. B. einem mittelwert-kompensierten Poissonprozeß) beschreiben,<sup>12</sup> welches stochastische Prozeßmodell allein dem ja auch von anderen Märkten wohlbekanntem Phänomen der zu „dicken Enden“ der Preisverteilung (zu große Häufigkeit großer Veränderungen) gerecht wird.<sup>13</sup> Zweitens wissen wir aus unabhängig von den Verteilungseigenschaften des Prozesses angestellten Untersuchungen, insbesondere aus der Analyse von Erwartungssurveys, daß der Devisenmarkt sicher nicht ein effizienter ist.<sup>14</sup> Und schließlich argumentieren *Froot* und *Rogoff*<sup>15</sup>, die Analogie mit effizienten Kapitalmärkten sei für reale Wechselkurse abwegig, „since real exchange rates are not traded assets and therefore not subject to the usual efficient capital markets logic“ und „there is no reason why even the nominal exchange rate . . . should follow a random walk in the presence of nominal interest differentials or risk premia“.

Im wesentlichen nur ein Unterfall der Martingalmodelle wären reine univariate Zeitstrukturmodelle des Wechselkurses.

Von der formalen Struktur her gesehen wäre ein zweites Wechselkursmodell ein zufälliger Irrweg mit Drift. Ist der zufällige Irrweg ohne Drift ein engeres Modell als ein bloßes Martingal, somit nur eine Unterklasse der Martingalmodelle, so ist ein Irrweg mit Drift hingegen ein weiteres Modell, also nicht mehr vom Martingalmodell eingeschlossen. Dieses formale Modell schiene mir sehr plausibel, wird aber von *Meese-Rogoff* 1983 und den ihnen folgenden Untersuchungen als nicht besser als der zufällige Irrweg ohne Drift verworfen; wahrscheinlich deshalb, weil

<sup>11</sup> Siehe *Leroy* (1989), insbesondere S. 1588 f. Ein stochastischer Prozeß  $x_t$  ist ein Martingal bezüglich einer Informationsfolge  $\phi_t$ , wenn gilt  $E(x_{t+1}|\phi_t) = x_t$  und daher auch  $E(x_{t+1} - x_t|\phi_t) = 0$ .

<sup>12</sup> Siehe *Bardhan* (1995), *Ball & Roma* (1993); ähnlich *Kräger & Kugler* (1993).

<sup>13</sup> Die Literatur hebt nicht hervor, daß ein stochastischer Sprungprozeß als beste „nicht fundamentale“ Wechselkursmodellierung das *Meese-Rogoff* RMSE-Kriterium, gemessen am zufälligen Irrweg, als zu rigorosen Maßstab ausweist, weil ein zufälliger Irrweg allein (ohne eingebauten Sprungprozeß) eine geringere Varianz besitzt.

<sup>14</sup> *Frankel & Froot* (1987) (die Autoren finden einen statistisch signifikanten Prognosebias für alle vier untersuchten Wechselkurse); *Ito* (1990) (der Autor findet „wishful thinking“ in der Prognose: Relativ zu anderen Prognostizierenden erwarten japanische Exporteure eine Yen-Abwertung, japanische Yen-Importeure hingegen eine Aufwertung); *Cavaglia, Verschoor & Wolff* (1993) (die Autoren finden: „exchange rate forecasts are not rational and agents do not use all available information efficiently“); *MacDonald & Marsh* (1996) (betont wird: „a major cause of . . . differences of opinion is the idiosyncratic interpretation of widely available information“).

<sup>15</sup> *Froot & Rogoff* in: *Grossman & Rogoff* (1995), S. 1653.



eine allfällige Drift selbst wieder variabel ist, womit wir aber dann gleich ein diese Variabilität abbildendes „fundamentales Modell“ wählen könnten.

Drittens sind wir mit den sogenannten „fundamentalen“ Wechselkursmodellen konfrontiert. Hier geht es um die Erklärung der Wechselkurse durch andere ökonomische Variable, in der Regel makroökonomische Variable. Das sind somit die Erklärungsansätze, wie wir sie aus der gängigen Wirtschaftstheorie kennen.

Fundamentale Modelle lassen sich wieder in solche mit und ohne Anpassungsprozeß unterscheiden. Ist der modellierte (und geschätzte) Anpassungsprozeß ein langsamer, so spricht die englischsprachige Literatur meist von einem „mean reversioning trend“. Ist er ein kurzfristiger, so spricht man üblicherweise von der Modellierung einer Anpassungsdynamik.

## VII. Eine „fundamentale“ Wechselkursgleichung

Als umfassende fundamentale oder strukturelle Wechselkursgleichung können wir der Literatur entsprechend anschreiben:

$$(7) \quad s = a_0 + (a_{11}m - a_{12}m^*) - (a_{21}y - a_{22}y^*) + (a_{31}R_l - a_{32}R_l^*) \\ + (a_{41}R_k - a_{42}R_k^*) + (a_{51}q' - a_{52}q'^*) - (a_{61}TB - a_{62}TB^*)$$

Die Gleichung ist für gleichzeitige Variablen ohne Zeitindex geschrieben mit zusammengehörigen inländischen und mit Stern bezeichneten ausländischen Größen jeweils in Klammer gesetzt und dem erwarteten Vorzeichen der inländischen Wirkungsgröße vor der Klammer. (Man beachte: Eine positive Wirkung bedeutet Abwertung.) Die Gleichung wurde unter der (oft der Einfachheit der Schätzung halber vernachlässigten) Annahme geschrieben, daß die Wirkung der jeweiligen inländischen und ausländischen Variablen verschieden ist. Alle Variablen sind in (natürlichen) Logarithmen geschrieben.  $m$  und  $m^*$  sind die inländische und die ausländische Geldmenge,  $y$  und  $y^*$  das inländische und das ausländische reale Volkseinkommen (oder Sozialprodukt),  $R_l$  und  $R_l^*$  sind die nominellen langfristigen Zinssätze,  $R_k$  und  $R_k^*$  die nominellen kurzfristigen Zinssätze,  $q'$  und  $q'^*$  die Verhältnisse der Preisniveaus der handelbaren zu den nichthandelbaren Gütern<sup>16</sup> im jeweiligen Land, und  $TB$  sowie  $TB^*$  sind die Leistungsbilanzsalden von Inland und Ausland im Sinne des Überschusses der Güter- und Dienstleistungsexporte über die Importe. ( $TB$  heißt „trade balance“; in einer wohl die City of London oder den österreichischen Fremdenverkehr erschreckenden Weise setzt die Literatur vielfach die Handelsbilanz der Leistungsbilanz gleich, ja nimmt an, daß Dienstleistungen nicht handelbar seien!)

<sup>16</sup>  $q'$ ,  $q'^*$  wird geschrieben, weil es sich um eine ähnliche Größe wie den realen Wechselkurs handelt.

Die Vorzeichen vor den Klammern drücken die übliche Schlußfolgerung aus, daß eine inländische Geldmengensteigerung oder Zinssteigerung zur Abwertung, eine Sozialproduktsteigerung, Leistungsbilanzverbesserung oder relative Verbilligung der gehandelten Güter zu den Binnengütern zur Aufwertung führt; und entsprechend umgekehrt für die ausländischen Größen.

Eine reine Kaufkraftparitätserklärung würde nur den ersten Term der Gleichung betrachten und die Geldmenge durch entsprechend gewählte (Logarithmen der) Preisniveaus  $p$ ,  $p^*$  ersetzen:

$$(8) \quad s = a_0 + (a_{13}p - a_{14}p^*)$$

Die Gleichung (7), nur bis zu den ersten beiden Termen betrachtet, wird der einfache monetäre Ansatz genannt. Werden Zinsterme hinzugefügt, so spricht man von dem erweiterten monetären Ansatz. Meist sind es jedoch nur die kurzfristigen Zinssätze, die berücksichtigt werden. Die gesamte Gleichung entspricht etwa den Testungen von *Meese* und *Rogoff* und den ihnen zeitlich folgenden, vollständig zu sein versuchenden Ansätzen. Man beachte, daß die Gleichung (7) zwar bereits die Kaufkraftparitätstheorie als typische Annahme ihrer Ableitung enthält, die ungedeckte Zinsparität jedoch nur in dem reduzierten Sinne, daß höhere Zinssätze zur Abwertung, nicht zur Abwertungserwartung nach Aufwertung führen.

Die Gleichung wird oft auch in ersten Differenzen aller Variablen der Erklärung und Schätzung zugrundegelegt. Für Anpassungsprozesse ist sie um verzögerte Glieder der Variablen, insbesondere um die passend verzögerte endogene Variable (z. B.  $s_{-1}$ ) zu ergänzen.

Sie ist bilateral geschrieben. Bei simultaner Erklärung und Schätzung eines multilateralen Wechselkurssystems kommt es zu logischen Schwierigkeiten der Konsistenz der Parameter. Hier müssen symmetrische Gewichtungen beziehungsweise identische Parameter angenommen werden.<sup>17</sup>

## B. Probleme der Kaufkraftparitätstheorie

### I. Nur eine Teilerklärung

Daß die Kaufkraftparitätstheorie höchst unvollkommen die Wechselkurse erklärt, ja daß es systematische Abweichungen der Wechselkurse von der Kaufkraftparität gibt, scheint mir das geringste der Erklärungsprobleme der Devisenkurse zu sein. Hier kann nur erstaunt sein, wer nicht versteht, daß einfache ökonomische Modelle nur Teilerklärungen bieten (schließlich berücksichtigt die Kaufkraftpari-

<sup>17</sup> Siehe *Haynes & Stone* (1994).

tätstheorie ja nur den ersten Term der Erklärungsgleichung (7) bzw. nur Gleichung (8) oder gar nur die restringierte Gleichung (1)); oder wer nicht wahrhaben will, daß Modelle nur im Rahmen ihres Annahmensatzes gelten können.

## II. Gültigkeit nur für Außenhandelsgüter

Naturgemäß gilt die Kaufkraftparitätstheorie nur bis auf die durch Handelsbarrieren, Transport- und Transaktionskosten bedingten Preisunterschiede. Vom Anfang einer ausgebauten Kaufkraftparitätstheorie an war weiters klar, daß der Ansatz nur für die Preisniveaus von Export- und Importgütern gelten kann. Moderne Ökonomen haben die frappierende Fähigkeit, Zusammenhänge mit großem Erstaunen wiederzuentdecken, von denen sie eigentlich wissen sollten, daß sie längst gesicherte Erkenntnis ihres Faches sind: dafür, daß die Kaufkraftparitätstheorie nur für Außenhandelsgüter gelten kann, ist wohl *Haberler* (1933) der locus classicus, welcher auch die terminologische „Unterscheidung von nationalen und internationalen Gütern, oder Binnenhandelsgütern und Außenhandelsgütern“<sup>18</sup> einführte. Einzelhandelspreise von Importgütern sind schon nicht mehr als solche von Außenhandelsgütern zu sehen, da in diese bereits in erheblichem Maße das Binnenhandelsgut Handelsdienstleistung eingeht.

Es ist weiters eine der Entwicklungsökonomie seit vielen Jahrzehnten bekannte empirische Regelmäßigkeit, daß, je geringer das Sozialprodukt eines Landes pro Kopf ist, genauer, je niedriger sein Lohnniveau ist, desto stärker sein Wechselkurs bei freier (flexibler) Wechselkursbildung unterbewertet ist relativ zur Kaufkraft in diesem Land, anders ausgedrückt, desto billiger es sich in diesem Lande leben läßt.

Ich wurde gelehrt, daß dies darauf zurückgeht, daß Binnengüter besonders arbeitsintensiv erzeugt werden (sie sind vor allem persönliche Dienstleistungen und Produkte des arbeitsintensiven Hochbaus) und daß im „ärmeren“ Land definitionsgemäß das Lohnniveau niedriger liegt. Gerade diese Sicht erklärt auch, warum die Vereinigten Staaten von Amerika der hauptsächliche Ausreißer für die genannte Regelmäßigkeit sind: Der Dollar ist und bleibt unterbewertet relativ zur Kaufkraftparität, weil die USA international die höchsten Lohndifferentiale aufweisen und somit für wenig qualifizierte Arbeit, die vornehmlich diejenige in persönlichen Dienstleistungen und auch im Hochbau ist, weit niedrigere Löhne gezahlt werden, als etwa in Kerneuropa oder Japan.

---

<sup>18</sup> *Haberler* (1933), S. 32. Haberler sagt freilich auch, empirisch irreführend: „Ein direkter und strammer Bewegungszusammenhang ist nur bei den Preisen der international gehandelten Güter vorhanden. Doch besteht zwischen den internationalen Preisen und dem allgemeinen Preisniveau in jedem Land ein enger Zusammenhang, so daß auch die allgemeinen Preisniveaus verschiedener Länder – durch das Bindeglied der internationalen Preise – in einem eindeutig bestimmten Verhältnis stehen“ (S. 34).

Raffiniertere Erklärungen stützen diesen Zusammenhang ebenfalls: etwa diejenige von *Balassa* und *Samuelson*, jeweils aus 1964, daß der Produktivitätsunterschied der Exportgüterindustrie in „reichen“ Ländern relativ höher liege und auch rascher wachse; oder von *Kravis* und *Lipsey* aus 1983 und *Bhagwati* aus 1984, daß die durchschnittliche Kapitalintensität in „reichen“ Ländern höher liege, während meine Erklärung (in einer Variante des sogenannten *Baumol-Bowen*-Effektes) auf Kapitalintensitätsunterschiede zwischen Binnen- und Außenhandelsgütern und Effizienzunterschiede einfacher Arbeit zwischen den Ländern abzielt.<sup>19</sup>

Nach dem Gesagten macht es somit also schon einen erheblichen Unterschied aus, ob man die Kaufkraft anhand eines Vergleichs der Verbraucherpreise oder der Großhandelspreise mißt.<sup>20</sup> Wie bei allen Indizes ergibt sich natürlich als zusätzliche Störung, daß sie nicht gleich zusammengesetzt sind. Andererseits haben auch weitgehend identische Güter international sehr unterschiedliche Preise, zumal bei starker Binnengüterkomponente. Berühmt wurde diesbezüglich der „Big Mac“ Index von *The Economist*. 1995 kostete derselbe „Big Mac“ von McDonalds in Dollar gerechnet \$ 5.20 in der Schweiz, \$ 4.65 in Japan, \$ 3.48 in Deutschland, \$ 2.32 in den USA und \$ 1.05 in China, differierte also in einer Bandbreite von 1:5.<sup>21</sup>

### III. Langfristiger Ungleichgewichtsabbau

Daß es sich im „ärmeren“ Land billiger leben läßt, war bereits ein Gemeinplatz der englischen Oberschicht des späten 18. Jahrhunderts. Arthur Young betonte dies relativ zu Frankreich, dessen vorrevolutionäres Lebenshaltungspreisniveau im späteren 18. Jahrhundert etwa 80% des englischen ausmachte; und eine Umrechnung der Preise im gleichzeitigen fürsterzbischöflichen Salzburg<sup>22</sup> ergibt ein relatives Lebenshaltungspreisniveau von nur rund 50%; alles natürlich bei durch die Metallparitäten festgelegten stabilen Wechselkursen. Dies sei nur deswegen erwähnt, weil wir in „PPP“-Testungen mittels Zeitreihen nunmehr im 18., ja zurückgehend bis zum 17. Jahrhundert angelangt sind. Der Grund ist, daß angesichts der großen Volatilität der Wechselkurse nur bei Zeitreihen mit mehr als 100 Daten ein allfälliger signifikanter Unterschied zu einem zufälligen Irrwegverhalten errechnet werden kann.

<sup>19</sup> Ausführlicher zu diesem hier nicht zentral interessierenden Punkt, und mit genauen Literaturangaben, siehe *Rogoff* (1996), S. 658 ff. S. 659 bringt eine instruktive Tabelle, die für 31 Länder das BIP pro Kopf und das Preisniveau relativ zu den USA angibt. S. 660 errechnet eine hochsignifikante Regression (1990) für Preisniveaus  $P_j$  des jeweiligen Landes relativ zum Preisniveau der USA  $P_{US}$  und entsprechende pro Kopf Inlandsprodukte  $Y_j$  und  $Y_{US}$ :  $\log(P_j/P_{US}) = 0.035 + 0.366 \log(Y_j/Y_{US})$ ,  $R^2 = 0.42$ . Siehe auch *Isard* (1995), S. 60 ff. Zum *Baumol-Bowen* Effekt siehe etwa *Froot & Rogoff* (1995), S. 673 ff.

<sup>20</sup> Siehe z. B. *Rogoff* (1996), S. 661.

<sup>21</sup> *Rogoff* (1996), S. 649.

<sup>22</sup> Siehe *Hübner* (1793), S. 425 ff.



Den Anfang der langen Zeitreihenstudien (mit neueren statistischen Zeitreihen-techniken) machte eine mir nicht verfügbare Studie von *Frankel* aus 1986, die den Dollar/Pfund Wechselkurs für 116 Jahre (1869 – 1984) untersuchte<sup>23</sup> und – bei signifikanter Widerlegung eines zufälligen Irrweges – fand, daß eine Abweichung des Wechselkurses von der Kaufkraftparität zu 14% pro Jahr abgebaut wird, die Halbwertszeit der Abweichung somit 4.6 Jahre dauert, oder, was mir relevanter erscheint, die Kaufkraftabweichung bis auf 5% innerhalb 20 Jahren (!) abgebaut wird. Diese Größenordnung der Abbaugeschwindigkeit gilt heute als Richtwert, der so ähnlich in vielen Studien festgestellt wurde. Die nächste Studie von *Edison* (1987) fand für dieselbe Währung und etwas kürzeren Zeithorizont bei Verwendung des BIP Deflators als Preisindex in seinem „naiven“ Modell eine jährliche Abbaurrate der Kaufkraftparitätsdivergenz von nur 0.0866, somit eine Halbwertszeit von 7.3 Jahren oder einen Abbau auf einen Restunterschied von 5% in über 33 Jahren.

Die Gleichung für ihr naives Modell lautet:

$$(9) \quad \Delta s_t = a_0 + a_1(\Delta p_t - \Delta p_t^*) + b(p_{t-1} - p_{t-1}^* - s_{t-1}),$$

wobei sie dann jedoch ein erweitertes monetäres Modell baut und zeigt, daß der Wechselkurs „never quite returns to the PPP equilibrium because of the wedge created by relative supplies of cash balances“.<sup>24</sup> Die neueste Langzeitstudie von *Lothian* und *Taylor* (1996) untersucht den Dollar/Sterling Kurs von 1791 bis 1990 und den ffr/£ Wechselkurs von 1803 bis 1990 und findet eine Abbaurrate für die franc-Sterling Kaufkraftdivergenz von 22.4% pro Jahr, also eine Halbwertszeit von etwa drei Jahren und eine Abbaurrate auf 5% in 13 Jahren, hingegen für Dollar/Sterling von nur 11.3%, somit eine Halbwertszeit von 6 Jahren und eine Abbaurrate auf 5% in 25 Jahren. Für die Zeit nach 1945 oder nach 1974 kann – im Gegensatz zur Gesamtperiode – der Verdacht eines lediglich zufälligen Irrweges dieser Wechselkurse nicht entkräftet werden. *Froot* und *Rogoff* (1995) testeten die Kaufkraftparitätstheorie mittels Langzeitreihen (im Unterschied zu den unten genannten Querschnittsanalysen für viele Länder gleichzeitig, die jedoch für den einzelnen Wechselkurs nicht sehr aussagekräftig sind), zwischen England und Frankreich für Weizen (1630 – 1789), Holzkohle (1700 – 1789) und Butter (1717 – 1784), wobei der oben betonte persistente Unterschied zwischen den englischen und französischen Lebenshaltungskosten im „Ancien régime“ optisch gut erkennbar wird. Für Weizen und Holzkohle erhalten sie kurze und gesicherte Halbwertszeiten, für Weizen nur von einem Jahr (der internationale Weizenhandel war ja auch bekannt rege), für

<sup>23</sup> Siehe *Froot & Rogoff* (1995), S. 1658. Diese Autoren betonen als Rechtfertigung langer Reihen S. 1648: „Because convergence to PPP is relatively slow, it is not easy empirically to distinguish between a random walk real exchange rate and a stationary exchange rate that reverts very slowly.“

<sup>24</sup> *Edison* (1987), S. 382.

Butter, freilich die kürzeste Zeitreihe, kann ein zufälliger Irrweg der relativen Preise nicht ausgeschlossen werden. Insgesamt gilt wohl als beste Schlußfolgerung zur Kaufkraftparitätsthese: „In the long run it remains a useful empirical first approximation“<sup>25</sup>, wobei der „long run“ mit Abbauraten bis auf eine Divergenz von 5% in 13 bis 33 Jahren doch wohl sehr lange ist.

#### IV. Kaufkraftparität bei Hyperinflation

Weit besser trifft die Kaufkraftparitätstheorie auf Länder mit Hyperinflation und flexiblen Preisen zu<sup>26</sup>: Die Währung des stark inflationierenden Landes muß evidentenmaßen abwerten. Freilich, wie nur zu sehr aus den Hyperinflationen Deutschlands und Österreichs nach dem ersten Weltkrieg bekannt: So wirklich genau folgt die Wechselkursveränderung auch dann nicht dem Inflationsunterschied. Erst wird typischerweise das Ausmaß der zu erwartenden Inflation nicht voll begriffen, weswegen die Währung „zu wenig“ abwertet; dann aber wird die zukünftige Inflation auf den Devisenmärkten mit antizipiert, weswegen der Wechselkurs stärker abwertet, als es dem gegenwärtigen Preisniveau entsprechen würde. Daß die Kaufkraftparitätstheorie bei starker Inflation eher zutrifft, ist in gewissem Sinne jedoch nur eine „optische“ Täuschung. „The impression that variation in the real exchange rate is lower in hyperinflations than in normal times is not correct“.<sup>27</sup> Die Varianz des Wechselkurses um den Kaufkraftparitätstrend bleibt gleich, was freilich heißt, daß bei weit höherem Mittelwert der Kaufkraftveränderung der Variationskoeffizient stark sinkt.

Dies alles sei nun eher nur nebenbei erwähnt. Denn dieser Beitrag ist den Wechselkursklärungsproblemen in „normalen“ Zeiten in entwickelten Ländern gewidmet. *Froot* und *Rogoff* (1995) warnen nämlich auch mit Recht, daß die Kaufkraftparitätstheorie langfristig gesehen schlecht geeignet sei für „countries that grew very fast from a low level (e.g. Japan), and countries, that were once rich but are no longer so (e.g. Argentina)“.<sup>28</sup> Andererseits werden wir auf die Bedeutung solcher unterschiedlicher Sozialproduktwachstumsraten als allgemeines Problem wieder zurückkommen.

---

<sup>25</sup> *Lothian & Taylor* (1996), S. 505. *Frankel & Rose* (1996) errechnen Konvergenz zur PPP mittels einer Querschnittsanalyse von bis zu 150 Ländern anstelle der langen Zeitreihenbetrachtung. Die Konvergenzraten liegen um die auch sonst gefundenen 12% bis 15% pro Jahr. Ähnliche Ergebnisse erzielen *Jorion & Sweeny* (1996) und *Lothian* (1997) bereits für die schwierigere Zeit nach 1973.

<sup>26</sup> *Frenkel* (1976).

<sup>27</sup> *Frankel & Rose* (1995), S. 1707.

<sup>28</sup> *Froot & Rogoff* (1995), S. 1660.

## V. Monopolistische Preisstrategie

Abweichungen von der Kaufkraftparität sind seit jeher bekannt; wir können sie somit nicht mit Institutionen und Phänomenen erklären, die erst der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts angehören. Dennoch gibt es gute Gründe anzunehmen, daß Abweichungen von der Kaufkraftparität – zumal der absoluten – heute gravierender sein werden als früher. Der zentrale Grund ist, daß die international gehandelten Güter tendenziell heute inhomogener sind als vor einem Jahrhundert; und damit gibt es mehr Spielraum für oligopolistische und monopolistische Preisstrategien. Immer weniger sind es zwischen Land A und B tatsächlich die gleichen Güter, die in den Handel eingehen, so daß Arbitrage aufhören würde, möglich zu sein.

Viel beachtet ist in der Literatur, daß Handelsbarrieren auch zu auf diese abgestimmten Preisstrategien führen, dem sogenannten „pricing to markets“;<sup>29</sup> daß weiters Wechselkursveränderungen keineswegs sofort zu den zu erwartenden gewinnoptimalen Preisveränderungen führen;<sup>30</sup> und schließlich, daß die Preise ganz unterschiedlicher Güter im gleichen nationalen Markt sich viel ähnlicher entwickeln als die Preise derselben Güter, die aus verschiedenen Volkswirtschaften stammen.<sup>31</sup>

Wichtiger aber noch scheinen mir politikunabhängige Preissetzungsstrategien zu sein. Naturgemäß können langsame Preisanpassungen („sticky prices“) zu Abweichungen von der Kaufkraftparität führen. Bekanntlich ist es weiters optimale Monopolpreisstrategie, auf dem Markt mit der (absolut) geringeren Preiselastizität einen höheren Preisaufschlag vorzunehmen. Das ist typischerweise das Land mit dem höheren Lebensstandard. Weiters ist es langfristige Gleichgewichtsstrategie auf einem Markt mit monopolistischer Konkurrenz und freiem Einstrom und Ausstrom der Unternehmer, bei höheren Fixkosten einen höheren Preisaufschlag vorzunehmen. Das ist typischerweise bezüglich eines Vertriebs- und Servicenetzes das kleinere Land: Das Betreten eines neuen Marktes im Außenhandel ist in der Regel für jedes Unternehmen ein Fixkostenproblem. Aus beiden Gründen und vielleicht auch noch wegen eines wenig stark ausgeprägten Wettbewerbsklimas ist daher in Österreich nach vielen Studien der Lieferantenpreis derselben ausländischen Unternehmen höher als in Deutschland. (Teilweise findet diesbezüglich neuerdings, wie die Kaufkraftparitätstheorie erwarten läßt, internationale Arbitrage statt, die

---

<sup>29</sup> Einen kurzen Überblick über die „pricing-to-market“ Literatur geben *Froot & Rogoff* (1985), S. 1681 ff. Zu den jüngeren Originalartikeln siehe etwa *Knetter* (1989), *Knetter* (1993), *Gagnon & Knetter* (1995). Ein neuerer theoretischer Beitrag ist *Betts & Devereux* (1996). Nichtlineare Preisanpassung in Abhängigkeit vom Marktanteil zeigen *Feenstra, Gagnon & Knetter* (1996).

<sup>30</sup> *Kasa* (1992).

<sup>31</sup> „The consumer price of a good relative to a different good within a country tends to be much less variable than the price of that good relative to a similar good in another country“: *Engel* (1993), S. 35. Engels Erklärung dieses Phänomens: Angebotsschocks (?) seien vor allem länderspezifisch.

sich insbesondere bei Autos im letzten Jahr in Österreich EU-Studien zufolge schon deutlich preissenkend erwiesen hat, andererseits aber auch die hohen „Fremdenverkehrsausgaben“ der Österreicher im Ausland erklärt, die vor allem Güterkäufe darstellen.)

Wird ein Land relativ zu anderen reicher und senkt das laufend seine (absolute) Preisnachfrageelastizität, so führen solche monopolistische Preissetzungen nicht nur zu einer gleichbleibenden Verletzung der absoluten, sondern darüber hinaus auch zu einer laufenden zusätzlichen Verletzung der relativen Kaufkraftparität.

## VI. Leistungsbilanzungleichgewichte und Wirtschaftswachstum

Wenn wir bei gütermarktbedingten Abweichungen der Wechselkurse von der Kaufkraftparität verweilen, so sind schließlich der Effekt eines Leistungsbilanzungleichgewichtes und – teilweise ebenfalls als gütermarktmäßiges Phänomen – der Effekt von Unterschieden im Wirtschaftswachstum zu erwähnen.

Es scheint mir eine deutliche Erfahrung der letzten Jahrzehnte zu sein, daß Länder mit Leistungsbilanzüberschüssen, wie Japan und früher Deutschland, relativ zu ihrer Kaufkraftparität aufwerten beziehungsweise ein Niveau überhöhter Wechselkurse halten; und umgekehrt für den Fall der USA. Ein solcher Zusammenhang läßt sich für den realen Wechselkurs auch empirisch feststellen.<sup>32</sup> Weniger untersucht, aber meines Erachtens untersuchenswert ist die Beobachtung, daß rascher wachsende Länder, langfristig gesehen Japan, gegenwärtig kurzfristig aber die USA, aufwerten beziehungsweise einen im Niveau überhöhten Wechselkurs zeigen.

Die Begründung für den Leistungsbilanzeffekt liegt einerseits darin, daß ein Land mit einem strukturellen Leistungsbilanzdefizit in Zukunft wohl abwerten muß, um dieses preismäßig zu sanieren; oder ein geringeres Sozialprodukt im Sinne geringerer gesamtwirtschaftlicher Nachfrage haben muß, um das Leistungsbilanzdefizit über die Einkommenseffekte zu beseitigen; und umgekehrt. Andererseits ist ein Leistungsbilanzdefizit immer auch eine Reduktion der Vermögensposition eines Landes und damit eine zukünftige internationale Zinseinkommensminderung. Diese belastet alle zukünftigen Leistungsbilanzen und muß wieder durch Abwertung oder Einkommensminderung aufgefangen werden.

Die Begründungen, warum erhöhtes Wirtschaftswachstum auch gütermäßig zur Aufwertung führt, sind vielfältig. Unter anderem führt es tendenziell zu erhöhter Wettbewerbsfähigkeit im Export durch relative Preissenkungen seiner Exportgüter

---

<sup>32</sup> Siehe *Obstfeld & Rogoff* in: Grossman & Rogoff (1995), S. 1757 f. für 15 OECD-Länder 1981 – 1990. Siehe auch *Isard* (1995), S. 127 f. Der Gedanke wird in *Fabella* (1996) aufgegriffen. Seine um die erforderliche Abwertung zwecks Leistungsbilanzausgleich bei Leistungsbilanzdefizit korrigierten realen Wechselkurse erklären die tatsächlichen Wechselkurse viel besser.

und ihrer Qualitätsverbesserung bei gleichen Preisen, weiters zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit bei Importsubstituten und insbesondere typischerweise zur Reduktion der Importbedarfe pro Einheit des Sozialproduktes, welche eine wichtige Form des technischen Fortschrittes im Zuge des Wirtschaftswachstums ist.

## VII. Warum überhaupt Konvergenz?

Sieht man, wie ich, den Wechselkurs vornehmlich kapitalmarktbestimmt, so scheint die Suche nach den Wechselkursabweichungen von der Kaufkraftparität allein aufgrund der Gütermarktbestimmungsfaktoren letztlich überhaupt verfehlt. Warum sollte ein Preis, der vor allem Angebot und Nachfrage auf den Devisenmärkten, also die Devisenbilanz, zum Ausgleich bringen soll, allein durch die Leistungsbilanz dominiert werden, die im bereits saldierten Schnitt nur etwa 5% aller Devisentransaktionen ausmacht? Dieser Sicht steht nicht entgegen, daß etwa 80% der Variabilität der Wechselkurse auf Abweichungen von der Kaufkraftparität zurückgehen soll und nur relativ wenig auf Kapitalmarkteffekte,<sup>33</sup> da nämlich auch viele Abweichungen von der Kaufkraftparität langfristige Effekte der Kapitalströme sein können.<sup>34</sup>

Ein „Puzzle“ ist mir daher, was *Rogoff* (1996) als „Purchasing Power Parity Puzzle“ ansieht: „How is it possible to reconcile the extremely high short-term volatility of real exchange rates with the glacial rate (15 percent per year) at which deviations from PPP seem to die out“. „If a significant fraction of total exchange rate volatility is caused by monetary and financial shocks, then one would expect deviations from PPP to die out at a rate faster than 15 percent per year, because monetary shocks can only have first-order real effects over a time frame in which nominal wages and prices are sticky ... such shocks should be largely neutral in the long run.“<sup>35</sup> Wenn die Gütermarkt- und die Kapitalmarkteffekte zwei kaum von einander abhängige Systeme darstellen, löst sich das „Puzzle“. Und warum sollten Kapitalmarkteffekte – außer in der vereinfachten Modellwelt von Dornbuschs Overshooting – mittelfristig neutral sein?

In Anbetracht des heute sehr schmalen Segmentes gleichartiger Güter im Außenhandel und weiters der typischen Fehlmessung von „Kaufkraftparitäten“ durch inadäquate Preisindizes ist für mich viel eher schwer zu erklären, warum es überhaupt zur langsamen Anpassung der Wechselkurse an ihre Kaufkraftparität kommt und warum die Kaufkraftunterschiede nicht permanent bleiben. Im übrigen ist ja eine solche „mean reverting tendency“ nach 1973 zwischen den wenig inflationären großen Währungen, insbesondere relativ zum US-Dollar, auch nur schwer und

<sup>33</sup> *Gokey* (1994).

<sup>34</sup> Siehe *Krugman* (1989).

<sup>35</sup> *Rogoff* (1995), S. 664.

unvollkommen nachzuweisen. So weit es – erst in Zeiträumen von 13 bis 33 Jahren fast vollständig – zur Annäherung der Wechselkurse an ihre Kaufkraftparitäten kommt, scheint mir das viel eher Ausdruck der Angleichung der Wachstumsraten, ja des pro Kopf Sozialproduktiveaus der verglichenen entwickelten Länder über solche Zeiträume zu sein. Wenn überhaupt, so sind es die Kaufkraftparitätsunterschiede selbst wieder, die die Verminderung dieser Wachstumsunterschiede hemmen statt fördern und die damit ihrem eigenen Abbau entgegenwirken: Denn das Land mit überbewerteter Währung erhält auch importierte Investitionsgüter billig, die selbst wieder seinen Wachstumsprozeß verbilligen.<sup>36</sup>

## C. Probleme der ungedeckten Zinsparität

### I. Ohne Informationsprobleme

#### 1. Gültig nur bei internationaler Realzinsgleichheit?

Die anscheinend so klare und logische Gleichgewichtsbedingung der Wechselkurse der ungedeckten Zinsparität weist, wenn wir sie näher untersuchen, bereits sehr erhebliche logische Probleme auf, bevor wir noch die zugrundeliegenden Informationsannahmen und angenommenen Erwartungsbildungsprozesse untersuchen. Diese werden in der Literatur nicht behandelt, weswegen sie darzustellen der wichtigste originelle Beitrag dieser Arbeit ist.

Es ist allgemein bekannt, daß, wenn beide Wechselkursgleichgewichtsbedingungen gleichzeitig gelten sollen, wir zur logischen Geschlossenheit zusätzlich die Fishersche Zinsgleichung als gültig postulieren müssen. Schreiben wir das gesamte, sich ja auf die Zukunft beziehende System in Erwartungswerten (Operator:  $E$ ) und nennen wir den realen Zinssatz von Inland und Ausland  $r$  beziehungsweise  $r^*$ , so muß also gelten:

Ungedeckte Zinsparität: (6)  $E(\Delta s) = R - R^*$

Relative Kaufkraftparität: (10)  $E(\Delta s) = E(\Delta p) - E(\Delta p^*)$

Fishersche Zinsgleichung: (11a)  $R = r + E(\Delta p)$  (11b)  $R^* = r^* + E(\Delta p^*)$

Daraus folgt:  $E(\Delta s) = r + E(\Delta p) - r^* - E(\Delta p^*) = r - r^* + E(\Delta s)$

Somit: (12)  $r = r^*$

Legen die Wirtschaftssubjekte der Gleichgewichtsbedingung der Fisherschen Zinsgleichung und der Kaufkraftparität entweder dieselbe verwirklichte Inflationsrate ( $E(\Delta p) = \Delta p$ ;  $E(\Delta p^*) = \Delta p^*$ ) oder dieselbe Inflationserwartung zugrunde – und warum sollten sie andere wählen – so können die beiden Wechselkursgleichgewichtsbedingungen nur dann gleichzeitig erfüllt sein, wenn der reale Zinssatz im

<sup>36</sup> *Serven* (1995). Der Autor kommt zu dem Schluß: „Long-run output and the real exchange rate are inversely related“.

Inland und Ausland gleich ist. Man beachte, daß die getroffene Erwartungsannahme dabei eine sehr schwache ist: In zehn Jahren zum Beispiel soll sich der Wechselkurs einer erwarteten Kaufkraftveränderung oder dem erwarteten Inflationsunterschied angepaßt haben und ebenso in zehn Jahren die nominellen Zinssätze den erwarteten Inflationen. Erforderlich ist nur, daß diese Zeithorizonte gleich sind; und das muß man wohl annehmen, wenn, wie für die ganze Wechselkursanalyse typisch, die nationalen und die internationalen Finanzmärkte als eine integrierte Einheit gesehen werden sollen.

Wir müssen also zur logischen Geschlossenheit unserer Basistheoreme in einem multilateralen System letztlich annehmen, daß die realen Zinssätze überall auf der Welt gleich sind. Ein Unterschied könnte sich nur ergeben, wenn die Kaufkraftparitätstheorie – wie oben betont – die relativen Inflationsraten der Auslandsgüter und die Fishersche Zinsgleichung andere Inflationsraten, z. B. die der Verbraucherpreise, zugrundelegen würde und diese Inflationsraten differenzierte. Aber mir ist keine realwirtschaftliche Erklärung bekannt, warum reale Zinssätze gerade um einen solchen komplexen und noch dazu erwarteten Inflationsratenunterschied differenzieren sollten.

Gleichheit aller realen Zinssätze auf der Welt! Einem Neoklassiker, und gar einem neoklassischen Wachstumstheoretiker, bereitet eine solche Annahme auf den ersten Blick keine Schwierigkeit. Doch halt: die Gleichheit der realen Zinssätze müßte nicht nur langfristig gelten, sie müßte jederzeit gelten. Nun gibt es aber insbesondere nationale Technologieschocks und starke Politikshocks, sowie weiters Nachfrageschocks und Verschiebungen der durchschnittlichen Marktform. Bei allen diesen Schocks müßte der Kapitalstock sofort ins neue Gleichgewicht springen, und, da es sich um reale Zinssätze handelt, wohl gemerkt nicht bloß der Stock des mobilen Finanzkapitals, sondern der Realkapitalstock. Das erfordert jedoch Investitionsprozesse, die, wie wir bald argumentieren werden, sehr erheblich sein können, und somit lange dauern werden. Dauernde Gleichheit der realen Zinssätze impliziert weiters letztlich auch völligen internationalen Konjunkturgleichschritt, den es, wie wir wissen, nicht gibt. Wir kommen zu der Erkenntnis: Schon bei neoklassischer Sicht erhalten wir einen Widerspruch. Weil die realen Zinssätze nicht in allen Ländern jederzeit gleich sein werden, können Kaufkraftparität, Fishersche Zinsgleichung und ungedeckte Zinsparität nicht immer gleichzeitig gelten. Zeitweilige Abweichungen von diesen Gleichgewichtsbedingungen müssen als normal und typisch angesehen werden.

Erst recht aber erhalten wir einen Widerspruch zu der Neuen Wachstumstheorie. Diese nimmt typischerweise an, daß es international gesehen nicht zu einem Ausgleich der realen Zinssätze kommt, weil es zum Erfolg vieler Investitionen komplementären Humankapitals bedarf,<sup>37</sup> das international nicht mobil ist; oder daß die Ertragsraten entscheidend durch das Vorhandensein von Blaupausen für neue Techniken geprägt sind und es wegen der auf diese zurückgehenden Nichtkonvexi-

<sup>37</sup> Lucas (1988), Lucas (1990).



täten nicht zum Ertragsratenausgleich für Kapital kommt;<sup>38</sup> oder daß es international unterschiedliche Untergrenzen für ein Fallen der realen Zinssätze bei Investitionsprozessen gibt.<sup>39</sup> Das alles würde begründen, daß reale Zinsunterschiede nicht nur zeitweilige, sondern dauerhafte Phänomene sind und Kaufkraftparität und ungedeckte Zinsparität somit dauerhaft nicht gleichzeitig gelten können. Tatsächlich zeigt auch *Jorion* (1996) zwischen den USA, Großbritannien und Deutschland: „The evidence indicates that there appears to be no tendency for expected real interest rates to be equalized over longer maturities“. Und: „Real interest rates are markedly different across countries over all holding horizons“.<sup>40</sup>

Wegen der Dominanz der Kapitalmärkte auf dem Devisenmarkt werden wir dabei wohl eher die Kaufkraftparität über Bord werfen. Weiters erkennen wir bereits aus diesen ersten, einfachen Überlegungen, wie unhaltbar die im letzten Abschnitt (II/7) inkriminierte Aussage von *Rogoff* ist: „monetary and financial shocks ... should largely be neutral in the long run“.

## 2. Steuereffekte

Die realen Zinssätze in Gleichung (12), die international gleich sein sollten, müssen evidentermaßen die Zinserträge nach Steuern sein. Werden Veränderungen der Besteuerung der Zinserträge selbst vorgenommen, so könnte man allenfalls noch annehmen, daß die realen Zinssätze vor Steuern eine sofortige Sprungveränderung vornehmen werden (volle Überwälzung von Kapitalertragssteuern auf international integrierten Finanzmärkten). Freilich, auch in diesem Fall werden wir zwei Korrekturen anbringen müssen: Erstens werden meistens die nominellen Zinssätze, Dividenden etc. besteuert, so daß eine volle Anpassung der realen Zinssätze nunmehr nicht nur irgendeine, sondern vielmehr eine richtige Inflationserwartung voraussetzt. Und zweitens wird die volle Anpassung der Realerträge bei unternehmerischen Investitionen zumindest die übliche Preisanpassungszeitspanne in Anspruch nehmen. Aus beiden Gründen sind zeitweise Abweichungen von den Wechselkursgleichgewichtsrelationen zu erwarten.

Viel wichtiger für die Wechselkurserklärung sind hingegen steuerliche Investitionsbegünstigungen. Diese kann man nur lukrieren, indem man tatsächlich investiert. Und es ist „Sinn-voll“ anzunehmen, daß die Durchführung von Investitionen, zumal im Ausland, erhebliche Zeit in Anspruch nimmt. Vom Oktober 1979 bis Februar 1985 wertete der Dollar stark auf, gegenüber der Deutschen Mark etwa um mehr als 90%. Eine Ursache war sicher die restriktive Geldpolitik zwecks

---

<sup>38</sup> *Romer* (1986), *Romer* (1990).

<sup>39</sup> *Jones & Manuelli* (1990).

<sup>40</sup> *Jorion* (1996), S. 105, S. 120. *Rose* (1996) fügt (S. 942) hinzu: „I have not found strong support for the mutual incompatibility of fixed exchange rates, monetary independence and perfect capital mobility“, was wiederum langfristig unterschiedliche Zinssätze impliziert.



Inflationsbekämpfung unter Paul Volcker, die zu einem erheblichen längerfristigen Anstieg der realen Zinssätze der USA führte. Hans Werner Sinn hingegen führte diese Aufwertung zumal auf die Investitionsbegünstigungen der ersten Steuerreform unter Reagan 1981 zurück.<sup>41</sup> Seiner Schätzung nach machte diese einen Investitionsmittelstrom von einer Trillion Dollar (!) nach den USA sinnvoll, der dann auch erfolgte. Eine Trillion Dollar aber läßt sich nicht von heute auf morgen investieren.

### 3. Die Zinsstrukturkurve („yield curve“)

Auf integrierten, freien Weltmärkten werden Kapitaltransaktionen nicht nur zu kurzfristigen, sondern vor allem auch zu langfristigen Investitionen führen. Ja, die internationale Finanzmarktliteratur betont unter dem Schlagwort „home bias“, daß im Vergleich mit der optimalen Portfeuillewahl oder Risikostreuung die meisten entwickelten Länder viel zu wenig ausländisches, langfristig angelegtes Kapital halten, daß somit, wie schon im letzten Jahrzehnt immer mehr festzustellen war, mit einem erheblichen Realkapitalaustausch zu rechnen sein wird; und daß dieser sich optimalerweise insbesondere auf Auslandsaktien beziehen sollte.<sup>42</sup>

Das bedeutet, daß wir auf den Devisenmärkten sowohl mit kurz- wie langfristigen Zinssätzen als Veranlagungsrendite zu rechnen haben. Das aber führt zu einem weiteren Problem, jetzt nur mehr der ungedeckten Zinsparität für sich betrachtet: Soll die ungedeckte Zinsparität Kapitalmarktgleichgewicht sowohl für kurzfristige wie für langfristige Veranlagung herstellen, so erkennen wir aus Gleichung (4), daß die langfristigen Zinssätze bei kontinuierlicher Verzinsung das  $t$ -fache der Verzinsung für eine Einheitsperiode sein müßten oder der Zinsfaktor für eine längere Periode von  $t$  Einheiten die  $t$ -te Potenz des Zinsfaktors für eine kurze Einheitsperiode. Denn sonst könnte die im Gleichgewicht erwartete Wechselkursveränderung für eine längere Periode nicht den kumulierten erwarteten kurzfristigen Gleichgewichtswechselkursveränderungen entsprechen. Mit anderen Worten: Die Zinsstrukturkurve („yield curve“) müßte eine flache (horizontale) sein. Pro Periode gerechnet müßten kurz- und langfristiger Zinssatz im Inland und im Ausland gleich sein. Das aber widerspricht der Liquiditätspräferenztheorie wie der empirischen Erfahrung, daß die Zinskurve im Regelfall ansteigend ist (langfristige Zinssätze

<sup>41</sup> Sinn (1985), Sinn (1987). Ein besonders komplexes Modell der Steuereffekte entwickelt A. Bovenberg (1989).

<sup>42</sup> Tesar & Werner (1995), zeigen, daß „home bias“ nicht auf Transaktionskosten zurückgehen kann. Ausführlich zusammenfassend Lewis in Grossman und Rogoff (1995), S. 1950 ff. Die Autorin sieht als Erklärung „domestic investors are simply uninformed or irrational about foreign relative to domestic returns“ (S. 1965), betont aber für die 1990er Jahre: „American investors were acquiring foreign securities and mutual funds in record numbers“ (S. 1966). Ziobrowski & Ziobrowski (1995) betonen S. 80: „Common stock may be the most desirable type of foreign asset to hold (for) . . . diversification“.

sind im Regelfall höher als kurzfristige, jeweils für ein Jahr berechnet). Wir kommen also zu dem Schluß:

Im Regelfall kann die ungedeckte Zinsparität nur entweder für die kurzfristigen oder für die langfristigen Zinssätze gelten, aber nicht gleichzeitig für beide. Ein weiterer Grund der Abweichung der Wechselkurse von der einfachen Gleichgewichtsbeziehung ist gefunden. Da sich aber die relative quantitative Bedeutung kurz- und langfristiger Kapitalveranlagungen über die Zeit ändern wird und die Wechselkurse daher einmal eher durch die kurzfristigen, einmal durch die langfristigen Kapitalströme bestimmt sein werden, wurde implizit auch gezeigt, daß es variable Abweichungen der Wechselkurse von ihren Zins-“fundamentals“, empirisch bestimmt jeweils mittels nur eines Zinssatzes, geben wird.

#### 4. Langfristigkeit der Kapitalbewegungen

Sind internationale Kapitalbewegungen Direktinvestitionen, der Kauf von Unternehmen und von Grundstücken, von Aktien und die Anlage in langfristigem Fremdkapital, so ist der langfristige Ertragssatz auf Kapital der relevante Zinssatz. Wird zusätzliches Kapital, zumindest teilweise, ohne abnehmende Erträge investiert, wie dies in der Neuen Wachstumstheorie angenommen wird, oder wie es Modelle der alten Wachstumstheorie, insbesondere solche mit limitationalen Produktionsfunktionen, postulierten,<sup>43</sup> so bleibt dieser Ertragssatz auf Dauer international unterschiedlich. Auf alle Fälle wird der Ertragssatz bei Zunahme der Wachstumsrate steigen: Eine rascher wachsende Wirtschaft verspricht zumindest mittelfristig höhere Erträge.

Das zeigt, daß die Wachstumsrate des realen Sozialproduktes (als Ausdruck für langfristige Ertragschancen) eine Erklärungsgröße der Wechselkurse – und diesmal aus kapitalmarkttheoretischem Grunde – sein sollte: Rascher wachsende Wirtschaften,<sup>44</sup> oder zumindest solche mit Wachstumszunahme, werten auf.

#### 5. Zinsdivergenz zur gedeckten Zinsparität

Eine weitere Zinsdivergenz ergibt sich zwischen der ungedeckten und der gedeckten Zinsparität. Die gedeckte Zinsparität setzt anstelle des in Zukunft erwarteten Wechselkurses der ungedeckten Zinsparität den heute bereits fest vereinbarten Terminkurs des Wechselkurses ( $F_t$  bzw. als Logarithmus:  $f_t$ ) zum entsprechen-

---

<sup>43</sup> Von *Neumann* (1945). Ich selbst habe mit induzierten organisatorischen Fortschritten durch die Investitionen konstante Niveauerträge des Kapitals zu argumentieren versucht: *Streissler* in: *Matthews* (Hrsg.) (1980), S. 145-163.

<sup>44</sup> *Froot & Rogoff* (1995): „Relatively fast growing countries experience real-exchange rate appreciations“, S. 1648.

den späteren Zeitpunkt. Sie ist also eine sichere Arbitragebeziehung. Die Literatur zeigt auch, daß diese Gleichgewichtsbeziehung bis auf minimale Abweichungen immer erfüllt ist.<sup>45</sup> Die gedeckte Zinsparität lautet:

$$(13) \quad f_t - s_t = R_t - R_t^*$$

In sie gehen jedoch auf alle Fälle die nominellen Zinssätze ein, denn als gleichzeitige Arbitragebeziehung ist eine allfällige Inflation für sie irrelevant. Wie aber bereits die Standardlehrbuchliteratur betont,<sup>46</sup> ist für die ungedeckte Zinsparität als Ausdruck einer Veranlagungsentscheidung, und wie betont vielfach einer langfristigen, oder, alternativ ausgedrückt, wegen der sich an allfälliger Inflation ausrichtenden Wechselkursersparung, der reale Zinssatz der relevante. Das zeigt, daß es schon deshalb problematisch ist, den Terminkurs als Schätzwert der Wechselkursersparung zu sehen. Diesbezüglich ist sich im übrigen die empirische Literatur jetzt auch einig, daß diese Gleichsetzung nicht richtig sein kann.<sup>47</sup>

## 6. Erwartung der Wechselkurskonstanz

Ein weiteres Problem mit der ungedeckten Zinsparität ergibt sich, wenn wir einen unendlichen Zeithorizont betrachten.

Nun gilt aber bekanntlich in Modellen, die linear in den Logarithmen sind: „The exchange rate is the discounted sum of a linear combination of future fundamentals“.<sup>48</sup> „When the exogenous variables are expected to be constant (the exchange rate will) . . . be constant as well.“<sup>49</sup> Formen wir Gleichung (4) daher leicht um, indem wir den langfristig (am unendlichen Zeithorizont) erwarteten Wechselkurs  $\bar{s}$  nennen und mit vorangesehtem Zeitindex den Zeitpunkt der Erwartungsbildung angeben:

<sup>45</sup> *Taylor & Fraser* in Taylor (Hrsg.) (1991) S. 207-223. Die Autoren finden für London: „21 potentially profitable arbitrage opportunities arose from a possible 6330“ (S. 216), die noch dazu klein waren. Weiters betonen sie, daß Abweichungen für relativ langfristige Terminkontrakte kein Ungleichgewicht sein müssen, da „liquid assets may . . . yield some form of convenience return“ (S. 209). Für den komplexen Fall von noch dazu langfristigen Derivativen zeigt *Popper* (1993) ebenfalls nur wenige Verletzungen der Gültigkeit der gedeckten Zinsparität.

<sup>46</sup> *Krugman & Obstfeld* (1994), 16. Kapitel, insbes. S. 404 ff. S. 406 sagt: „The Fisher effect is behind the seemingly paradoxical monetary approach prediction that a currency depreciates in the foreign exchange market when its interest rate rises relative to foreign currency interest rates“.

<sup>47</sup> Etwa *Lewis* (1995), S. 1948 ff. Sie sagt S. 1949: „Forecast errors are likely to covary in the opposite direction from the forward premium.“

<sup>48</sup> *Chinn & Meese* (1995), S. 165.

<sup>49</sup> *Obstfeld & Stockman* in Jones & Kenen (1985), S. 918-977, hier S. 926.

$$14a \quad s_t = -(R_t - R_t^*) + {}_tE(s_{t+1} - \bar{s}) + {}_t\bar{s}$$

$$14b \quad {}_tE(s_{t+1} - \bar{s}) = s_t + R_t - R_t^* - {}_t\bar{s}$$

Nun nehmen wir an, daß im Zeitpunkt  $t$  der inländische Zinssatz sich um  $\varepsilon_t$  verändert hat, also gilt  $R_t = R_{t-1} + \varepsilon_t$ . Das verändert möglicherweise auch den langfristigen erwarteten Wechselkurs, da ja eine Zinsveränderung eine Reihe von Veränderungen in der realen Wirtschaft mit sich bringt. Es gilt also  ${}_t\bar{s} \neq {}_{t-1}\bar{s}$ .

Wird angenommen, daß die genannte Veränderung des heimischen Zinssatzes um  $\varepsilon_t$  ewig dauert, so verändert sich der Wechselkurs um die bis in die Unendlichkeit abgezinste Zinsveränderung<sup>50</sup>, zuzüglich der Veränderung der langfristigen Wechselkurse. Dieselbe erwartete Veränderung ergibt sich bei risikoneutralen Anlegern, ja bei allen Anlegern, deren Risikoprämie sich nicht verändert, auch dann, wenn die Veränderung der „fundamentals“ als zufälliger Irrweg, ja auch nur als Martingal, gesehen wird: denn dann ist ja der gegenwärtige Wert jeder exogenen Variablen der beste Prognosewert auch für die Zukunft. Somit gilt in diesen Fällen:

$$(15) \quad \Delta s_t = -\frac{\varepsilon_t}{R_t} + {}_t\bar{s} - {}_{t-1}\bar{s}$$

Genau diese Sprungveränderung des Wechselkurses, der durch die heimische Zinssteigerung aufwertet (es sei denn,  $\Delta\bar{s}$  ist zu sehr positiv), erlaubt die der nunmehrigen Zinsdifferenz zwischen Inland und Ausland entsprechende Abwertung des Wechselkurses gemäß der ungedeckten Zinsparität bis in alle Ewigkeit.

Wie hoch ist nun aber der Wechselkurs in Zeitpunkt  $t + 1$ , wenn tatsächlich keine Veränderung der exogenen Variablen eingetreten ist? Bezeichnen wir mit  $z_{ij}$  alle exogenen Variablen, von denen der Wechselkurs abhängt, und ist  $b$  der Abzinsfaktor, so gilt:

$$(16) \quad E(s_t) = a_0 + E\left(\sum_{j=t}^{\infty} \sum_{i=1}^N a_i b^{j-t} z_{ij}\right)$$

Wird erwartet, daß alle  $z_t$  über die Zeit gleich bleiben, also für alle  $j$ , so gilt:

$$(17) \quad {}_tE(s_{t+1}) = a_0 + \sum_{i=1}^N \frac{a_i}{1-b} \bar{z}_i$$

---

<sup>50</sup> Levich (1985): „The current spot exchange rate reflects expected values of future exogenous variables, discounted back to the present“ (S. 981). Der Autor betont weiter: „*Bilson* ... has noted that if market participants classify a current innovation as permanent and extrapolate its impact into the future, an asset pricing framework ... will result in current exchange rate changes that magnify the currently observed innovation“ (S. 992). *Bilson* in Frenkel & Johnson (Hrsg.) 1978, S. 75-96, hier S. 79, wo dies freilich nicht so klar steht.

Blieben die  $\bar{z}_i$  erwartungsgemäß aber auch in der Periode  $t + 1$  gleich, so gilt

$$(18) \quad {}_{t+1}E(s_{t+1}) = a_0 + \sum_{i=1}^N \frac{a_i}{1-b} \bar{z}_i = {}_tE(s_{t+1})$$

Es wird also ein gleichbleibender Wechselkurs erwartet. Somit muß nach Gleichung (18) gelten:  $E(\Delta s) = 0$ , und zwar für alle zukünftigen Perioden, während dieser Erwartungswert nach der ungedeckten Zinsparität  $E(\Delta s) = \varepsilon$ , ebenfalls für alle zukünftigen Perioden beträgt. Ein Widerspruch tritt auf, der sich daraus ergibt, daß man bei unendlichem Zeithorizont eine Periode später noch immer gleich weit von der Unendlichkeit entfernt ist. Wir finden somit:

Blieben alle exogenen Bestimmungsvariablen des Wechselkurses über die Zeit gleich oder wird angenommen, daß diese ein Martingal darstellen, so wird für die Zukunft ein gleichbleibender Wechselkurs erwartet, während nach der ungedeckten Zinsparitätstheorie bei gleichbleibendem internationalen Zinsunterschied eine gleichbleibende Wechselkursveränderung auftreten muß, so daß ein Widerspruch entsteht.

Tatsächlich wird, wie empirische Studien finden, meistens typischerweise ein gleichbleibender Wechselkurs erwartet,<sup>51</sup> was sich insbesondere auch darin zeigt, daß der Terminkurs typischerweise einen gleichbleibenden Wechselkurs „prognostiziert“.<sup>52</sup>

Eine Konsequenz gleichbleibender Wechselkurse wegen gleichbleibender „fundamentals“ wäre, daß nach Gleichung (14) der Devisenterminkurs  $f$  bei unterschiedlichen Zinssätzen systematisch von  $s$  divergieren würde, und zwar über die Zeit  $t$  wie  $(R - R^*)^t$ .<sup>53</sup>

### 7. Warum überhaupt Kapitalmarktgleichgewicht?

Warum, so müssen wir letztlich fragen, soll überhaupt typischerweise die Kapitalmarktgleichgewichtsbeziehung der ungedeckten Zinsparität gelten? Es finden ja tatsächlich große internationale Kapitalmarktströme statt, so daß wir uns typischerweise im „Ungleichgewicht“ befinden. Haben nicht die ostasiatischen Notenban-

<sup>51</sup> Siehe Überlegungen in den von *Froot & Thaler* (1990) und *Froot & Frankel* (1989) zitierten Artikeln, insbesondere aber *Bilson* (1981).

<sup>52</sup> *McCallum* (1994), sagt S. 118: „ $s_t$  und  $f_t$  typically move in response to the same shocks, whatever those might be“.

<sup>53</sup> Dies erklärt das empirische Ergebnis von *McCallum* (1994): Der Autor findet, daß die Varianz von  $\Delta s_t$  etwa tausendmal so groß ist wie die von  $f_t - s_t$ . Nach dem eben Gesagten entspricht bei Veränderung eines Zinssatzes (nach vorheriger Gleichheit der beiden Zinssätze) um  $\varepsilon$  eine Differenz von  $f$  und  $s$  diesem  $\varepsilon$ , hingegen nach (16), bei gleichem  $\bar{s}$ , von  $\varepsilon/R$ , was bei einem kurzfristigen Zinssatz  $R$  von 3% gerade zu tausendfacher Varianz führt.

ken in den letzten Jahren ihre Währungsreserven um 200 Milliarden Dollar aufgestockt und die USA einen großen Kapitaleinstrom erhalten?

Nach der „Ungleichgewichtserklärung“ führt der Kapitaleinstrom in das Land mit höherem Zinssatz zur Aufwertung, weil die Nachfrage nach der Devisen dieses Landes ansteigt; oder, wie *Krugman* (1989) betont hat, muß das Kapitalnehmerland, das keinen höheren Zinssatz aufweist, seine Währung abwerten, um so in einer Art „Ausverkauf“ seine Vermögensgüter preislich attraktiv zu machen. Diese Erklärungen laufen in dieselbe Richtung, wie die ungedeckte Zinsparität, nur mit einer Ausnahme: Der Aufwertung als Erstreaktion folgt keine Abwertung und der Abwertung als Erstreaktion keine Aufwertung, ganz wie im vorangegangenen Unterabschnitt dargestellt.

Und warum sollen es gerade die Wechselkurse sein, die sich immer anpassen? Vielleicht sind es viel eher die Zinssätze! Wir haben keine Theorie, wie sich die Anpassung auf Datenveränderungen auf Wechselkurs- und auf Zinsveränderungen aufteilt. Wohl aber haben wir empirische Studien, die zeigen, daß es einen starken internationalen Zinsverbund gibt.<sup>54</sup>

## II. Erwartungsbildung und Informationsprobleme

### 1. Das Problem der Risikoprämie

„Economists today still have very little information about the relationship between equilibrium exchange rates and macroeconomic fundamentals. Accordingly, it is hardly conceivable that rational market participants with complete information about macroeconomic fundamentals could use that information to form precise expectations about future market-clearing levels of exchange rates.“<sup>55</sup> Der springende Punkt der ungedeckten Zinsparität ist, daß die Frage der Erwartungsbildung bezüglich des zukünftigen Wechselkurses theoretisch in der Luft hängt, andererseits aber gerade diese Erwartungsbildung das Um und Auf dieses Gleichgewichtsansatzes darstellt. Der klassische destruktive Artikel von *Meese und Rogoff* 1983 meint das Versagen der strukturellen Modelle wie folgt festzumachen: Diese Modelle „do not adequately capture expectations“.<sup>56</sup> Den Informationsproblemen der Erwartungsträger ist daher dieser Abschnitt gewidmet.

Betrachten wir einen gedachten Endzeitpunkt  $T$  und zwei Zeitpunkte  $a$  und  $b$  ( $b$  später als  $a$ ) sowie die Veränderung der Wechselkurse während dieses Zeitraumes  $\Delta s \equiv s_b - s_a$ , so läßt sich diese Veränderung in vier Komponenten zerlegen: „the change warranted by the sequence of risk-adjusted interest differentials realized between times  $a$  and  $b - 1$ ; the change associated with errors in time- $a$  expectation

<sup>54</sup> *Gagnon & Unferth* (1995); *Chinn & Frankel* (1995).

<sup>55</sup> *Isard* (1995), S. 182 f.

<sup>56</sup> *Meese & Rogoff* (1983), S. 17.

about the sequence of risk-adjusted interest differentials realized through time  $b$ ; the change associated with revisions of expectations between times  $a$  and  $b$  about the sequence of risk-adjusted interest differentials to be realized between times  $b - 1$  and  $T - 1$ ; and the revision in expectations between times  $a$  and  $b$  about the long-run exchange rate  $s_T$ .<sup>57</sup> Das aber ist immer noch zu mikroökonomisch gedacht, anders ausgedrückt an der Figur des repräsentativen Individuums klebend. Fünftens sind noch Aggregationseffekte aus unterschiedlichen Einzelerwartungen zu beachten. So ungefähr dieser Kategorisierung wird die folgende Darstellung entsprechen, wobei sie alle Erwartungsrevisionen zusammenzieht.

Vorher ist noch der nächste Unterpunkt dem empirisch meist untersuchten Problem gewidmet, nämlich „der“ Risikoprämie. In Wahrheit gibt es bei Finanzanlagen drei ganz verschiedene Risikoprämien, die die Literatur vielfach in einen Topf wirft und aussagemäßig vermengt: erstens das Ertragsrisiko, zweitens das Preisrisiko des Anlagegutes und drittens das Zahlungsausfallsrisiko, das bis zum Konkursrisiko reichen kann. Finanzmärkte tendieren dazu, Ertragsrisiken möglichst zu minimieren, machen dabei aber das Risiko der Preisschwankung des Anlagegutes maximal. Wie aber schon *Joan Robinson* (1952) betonte, sind ganz verschiedene Personengruppen an der Minimierung des einen oder des anderen Risikos interessiert. Wie *Orosel* (1996) jüngst zeigte, kann man im allgemeinen nicht erwarten, daß Märkte eine effiziente Kombination dieser Risiken erzielen, weswegen zusätzliche Information sogar sozial schädlich sein kann. Und insbesondere ist es plausibel, daß diese markterzielten Kombinationen von Risiken infolge von Veränderungen von Gruppenstärken und Verhaltensweisen sich ändern, womit schon im vorhinein ein weiterer Grund für die zeitliche Instabilität einfacher Erklärungen gefunden ist.

## 2. Risikoprämie oder Prognosefehler

Risikoprämien lassen sich nicht direkt messen, sondern können nur aus anderen Variablen unter Zuhilfenahme bestimmter Theorien geschätzt werden. Hierzu gibt es zwei gängige Verfahren. Nach (5) und (6) können wir erstens schließen:

$$(6a) \quad E(s_{t+1}) - s_t - R + R^* = \rho_t$$

Weiters ist  $E(s_{t+1})$  der Schätzwert von  $s_{t+1}$ , der wohl mit einem Prognosefehler behaftet ist. Bezeichnen wir mit  ${}_t\varepsilon_{t+1}$  den zum Zeitpunkt  $t$  gemachten Schätzfehler von  $s_{t+1}$ , so gilt  $E(s_{t+1}) \equiv s_{t+1} + {}_t\varepsilon_{t+1}$ . Daraus folgt zusammen mit (6a):

$$(19) \quad s_{t+1} + {}_t\varepsilon_{t+1} - s_t - R - R^* = \rho_t + {}_t\varepsilon_{t+1} = \ddot{u}_{t+1}$$

<sup>57</sup> *Isard* (1995), S. 125.

Wäre die ungedeckte Zinsparität von risikoneutralen Anlegern richtig geschätzt worden, so wären die linke und die rechte Seite von (19) jeweils null.  $\ddot{u}_{t+1}$  bezeichnet somit den Überschussertrag relativ zum Kapitalmarktgleichgewicht, wie es bei lauter risikoneutralen, die Zukunft genau richtig einschätzenden Anlegern entstehen müßte. Gleichung (19) besagt: Dieser Überschussertrag ist gleich der Risikoprämie und dem Prognosefehler des zukünftigen Wechselkurses. Die linke Seite von Gleichung (19) läßt sich empirisch leicht errechnen. Daraus erhält man ein Maß für die Risikoprämie und den Schätzfehler zusammengenommen.

Die zweite und leider üblichere, aber, wie betont, wegen der Divergenz der relevanten Zinssätze problematischere Form der Schätzung von Risikoprämie und Prognosefehler verwendet die gedeckte Zinsparität (13):

$$(13) \quad f_t - s_t = R - R^*$$

$$(20) \quad s_{t+1} - f_t = \rho_t + \epsilon_{t+1} = \ddot{u}_{t+1}$$

Wären die Zinssätze in (13) und (5) die gleichen, so könnten wir den Überschussertrag, der wieder Risikoprämie und Prognosefehler ist, auch als Differenz des Wechselkurses zum späteren Zeitpunkt und des entsprechenden Terminkurses schätzen. Wir können dann auch eine Regressionsgleichung mit dem (normalverteilten) Zufallsglied  $v_t$  ansetzen:

$$(21) \quad \ddot{u}_{t+1} = b_0 + b_1(f_t - s_t) + v_{t+1}$$

Alternativ sollte auch  $E(\Delta s) = f - s$  sein. Daher können wir auch testen:

$$(22) \quad \Delta s_{t+1} = \beta_0 + \beta_1(f_t - s_t) + u_{t+1}$$

Gilt die strikte ungedeckte Zinsparität, so sollte, nimmt man die realisierten „Überschusserträge“ nach (19),  $b_1 = 0$  sein. (Es gibt keinen signifikanten „Überschussertrag“). Andererseits sollte  $\beta_1$  gleich eins sein; und  $b_0$  sowie  $\beta_0$  jeweils null.

Um nur die wichtigsten Beiträge zur Risikoprämie zu nennen, so eröffnete den Reigen der empirischen Schätzung in der amerikanischen Literatur *Fama* (1984).<sup>58</sup> Er testete relativ zum Terminkurs, insbesondere also Gleichung (22)<sup>59</sup> und fand: „Most of the variation in forward rates is variation in premium“ – wobei er unter „premium“ den gesamten „Überschussertrag“ versteht. Weiters: „the premium and expected future spot rate components of forward rates are negatively correlated“. Die Regressionskoeffizienten in Gleichung (21) und (22) haben also – statistisch gesichert – die falschen Vorzeichen! Ein solcher negativer Zusammenhang gilt

<sup>58</sup> Für die folgenden Zitate: S. 319.

<sup>59</sup> Er regressierte weiters auch  $f_t - s_{t+1}$  auf  $f_t - s_t$ .



nunmehr als „stylised fact“: *Froot* und *Thaler* faßten zusammen, daß der durchschnittliche Regressionskoeffizient in Gleichung (22) aus 75(!) veröffentlichten Arbeiten – 0.88 sei. „Not one is equal to or greater than the null hypothesis of  $\beta = 1$ .“<sup>60</sup>

Weiters finden *Froot* und *Frankel* (1989, S. 159f): „In most of the regressions, the lion’s share of the deviation from the null hypothesis consists of systematic expectational errors . . . We cannot reject the hypothesis that all of the bias is attributable to . . . systematic expectational errors, and none to a time-varying risk premium. . . we cannot reject the hypothesis that the market risk premium . . . is constant“. „Überschußerträge“ über die einfache ungedeckte Zinsparität bei Risiko-neutralität lassen sich also weder durch die Höhe einer allfälligen Risikoprämie noch durch ihre Veränderung über die Zeit erklären; ja theoretische Studien ergeben, daß die Risikoprämie relativ klein sein müßte. „Whether from a partial or general equilibrium point of view, explaining the foreign exchange risk premium requires a high degree of implied variability in predictable excess returns. Observable ingredients in the risk premium models do not vary sufficiently to explain the behavior on their own“.<sup>61</sup>

Betrachtet man andererseits als Test der ungedeckten Zinsparität die tatsächliche Veränderung des Wechselkurses im Verhältnis zur Zinssatzdivergenz, so betont *Isard* (1995): „With regard to the size of prediction errors, it has become widely acknowledged that interest differentials explain only a small proportion of subsequent changes in exchange rates.“<sup>62</sup> Wechselkurse bleiben also auch bei Zinsdifferenz typischerweise über die Zeit gleich, wie in III/A 6 und 7 argumentiert. Für die Deutsche Mark relativ zum Dollar und den französischen Franc relativ zur DM findet *Isard* sogar: „Those predicted changes that were not even in the same direction as the changes that actually occurred outweighed the corresponding sum for predicted changes that proved correct in direction“; nur der Yen relativ zum Dollar wird wenigstens richtungsmäßig richtig vorhergesagt.<sup>63</sup>

Läßt sich eine Risikoprämie wegen eines erhöhten Zahlungsausfalls oder Schuldnerisikos, z. B. bei Vermehrung der Staatsschuld eines Landes, finden? Auch hier gilt: „For the most part, the empirical literature finds weak support, at best, for the hypothesis that risk premiums vary over time in the manner suggested by portfolio balance models“.<sup>64</sup>

<sup>60</sup> *Froot & Thaler* (1990), S. 182.

<sup>61</sup> *Lewis* (1995), S. 1938.

<sup>62</sup> *Isard* (1995), S. 81.

<sup>63</sup> *Isard* (1995), S. 81, empirische Angaben S. 82.

<sup>64</sup> *Isard* (1995), S. 142. *Isard* verweist unter anderem auf *Ghosh* (1992). *Ghosh* (1992) findet „a weak, but statistically significant, portfolio influence on exchange rates“. Andererseits zeigen sich Wechselkurseffekte infolge erhöhter internationaler Verschuldung bei Leistungsbilanzdefiziten: siehe *Fabella* (1996).

Geradezu ein diesbezügliches kontrolliertes Experiment trat jedoch auf, als bei gleichbleibenden Fundamentaldaten und fortdauernder Anbindung des Schillings an die Deutsche Mark Österreich 1995 eine politische Budgetkrise im Frühjahr und eine noch schärfere im Spätherbst erlebte: Über das liquiditätsbedingte österreichische Zinsdifferential relativ zu Deutschland am langen Ende von etwa 15 Basispunkten hinaus stieg das Differential im Frühjahr auf 30 und im Spätherbst auf 45 Basispunkte, um bei der glaubhaft angekündigten Defizitreduktion im Februar 1996 wieder auf 10 bis 15 Basispunkte zurückzufallen; ja im Frühjahr und Sommer 1997 scheint Deutschland eine leichte ähnliche Vertrauenskrise zu erleben, wie die zeitweise verschwindenden oder gar ins Negative verkehrten Zinsdifferenziale zu Holland und Österreich, ja zu Frankreich zeigen.

Die Versuche neuerer Artikel, das „Überschußertragsproblem“ nur auf statistische Fehlschätzungen zurückzuführen, sind nicht überzeugend.<sup>65</sup> Dieses zeigt vielmehr einen hohen Grad an Persistenz.<sup>66</sup>

Eine Erklärung von Risikoprämien, die über die in den betrachteten kurzen Perioden realisierten Veränderungen hinausgeht, ist das vielzitierte „Peso-problem“, benannt nach südamerikanischen Erfahrungen: Z. B. eine Abwertung wird mit Sicherheit erwartet; doch ist der Zeitpunkt ungewiß. Dann aber muß sich diese irgendwann kommende Abwertung schon jetzt in der gegenwärtigen Risikoprämie niederschlagen. Ja, noch allgemeiner: „In a world with uncertainty. . . the exchange rate may react sharply to heightened probabilities of future policies which do not actually materialize, even though it was reasonable ex ante to expect that they might“<sup>67</sup>.

So kann es scheinen, daß „the foreign exchange risk premium appear(s) to contain a permanent disturbance when it has not.“<sup>68</sup>

### 3. Erwartete Politikumkehr

Eine besonders raffinierte und sehr überzeugende Erklärung des negativen Regressionskoeffizienten in der „Überschußertrags“-Schätzung gab *McCallum* 1994.<sup>69</sup> Er betrachtet die Politikreaktion auf Wechselkursveränderungen: „Monetary policy authorities systematically manage interest rate differentials so as to resist rapid changes in exchange rates“.<sup>70</sup> Daher bilde das empirische Ergebnis ab: „a

<sup>65</sup> *Bekaert & Hodrick* (1993).

<sup>66</sup> *Cheung* (1993).

<sup>67</sup> *Obstfeld & Stockman* (1985), S. 928.

<sup>68</sup> *Evans & Lewis* (1995), S. 709.

<sup>69</sup> *McCallum* findet bei Regression von  $\Delta s_t$  auf  $f_{t-1} - s_{t-1}$  sogar einen geschätzten Regressionskoeffizienten von  $-3$ !

<sup>70</sup> *McCallum* (1994), S. 106. *Blomberg & Hess* (1996) gehen noch weiter und zeigen, daß überhaupt politische Einflüsse erhebliche Effekte auf die Wechselkurse haben, die sich prognostisch verwerten lassen.

muddling together of two distinct behavioral relationships – policy makers’ as well as market participants“<sup>71</sup>. Denkt man diesen Zusammenhang weiter, so ist es durchaus denkbar, daß bei jeder gegenwärtigen, politisch beeinflussbaren Variablenveränderung die Wirtschaftssubjekte deren Umkehr in der Zukunft erwarten.<sup>72</sup> Das führt dazu, daß die Reaktion der Wechselkurse auf die Veränderung jeder exogenen Variablen geradezu beliebig wird, weil ihr Gegenwartswert und die zukünftige Erwartung immer gegenläufig wirken können.

Dann aber befinden wir uns in der surrealen Welt des vormals an der Wiener Fakultät beliebten „Erzherzogsprüfens“: Dabei ist es die schwere Aufgabe des Professors, in der öffentlichen Prüfung Seiner kaiserlichen Hoheit auch die absurdeste Antwort derselben als richtig zu begründen, etwa wie folgt: „Was für eine Veränderung des Wechselkurses erwarten Eure kaiserliche Hoheit in einem Land, das eine scharfe Budgetrestriktion vornimmt und dessen Zinssätze obendrein rasch sinken?“ Der Erzherzog: „Äh, äh, äh – eine Aufwertung!“ „Ganz richtig! Eure kaiserliche Hoheit denken natürlich an die scharfe Aufwertung der Lira Ende 1996, als eine Budgetrestriktion – oder auch nur ihre glaubhafte Ankündigung – den Eintritt Italiens in den EURO viel wahrscheinlicher machte. Überhaupt kann ja allein schon ein Budgetdefizit längerfristig gesehen inflatorisch wirken<sup>73</sup> und damit zur Abwertung führen, sein Abbau daher über die Erwartungsbildung aufwertend wirken. Zu der reduzierten Inflationserwartung trug natürlich der Wiedereintritt Italiens in das EWS bei, also die Wahrscheinlichkeit einer scharfen Politikveränderung. Und was das Sinken der Zinssätze betrifft: Es löste in dieser Situation die Erwartung eines weiteren Sinkens der Zinssätze auf das deutsche Niveau aus, was (weitere) Preissteigerungen italienischer Schuldverschreibungen erwarten ließ, und zu einem aufwertenden Einstrom ausländischen Kapitals führte.“

Bei solchen, heute geradezu typischen, zu der Variablenveränderung gegenläufigen Politikererwartungen kommt es somit nicht darauf an, was der Wert einer Variablen ist, sondern was sie bedeutet.

---

<sup>71</sup> *McCallum* (1994), S. 125. Freilich ist der Stabilisierungsbeitrag bezüglich der Wechselkurse durch die Notenbanken möglicherweise gar nicht sehr groß. *Bonser-Neal & Tanner* (1996) heben unter Verwertung von Devisenoptionen hervor: „We find little support for the hypothesis that central bank intervention decreases expected exchange rate volatility“ (S. 853). Da es aber durchaus denkbar ist, daß die Wirtschaftssubjekte den Effekt der Notenbanken überschätzen, widerspricht das nicht der Möglichkeit bedeutender Gegenreaktionen der Privaten.

<sup>72</sup> *Engel & Frankel* (1983), zitiert nach *Krugman-Obstfeld* (1994), S. 432 f.

<sup>73</sup> Siehe *Sargent & Wallace* (1985) (Nachdruck aus 1981); weit tiefergründiger mittels Veränderung der Preisstruktur von Vermögensgütern für nicht-ricardianisch-äquivalente Budgetdefizite begründet, *Woodford* in *Calvo & King* (Hrsg.), im Druck.

#### 4. Unterschiedliche Händlergruppen, Chartisten

Wir können den letzten Unterpunkt zusammenfassen: „Exchange-rate uncertainty is seen to be a reflection of the underlying instability in monetary policy, rather than being a consequence of irrational speculative bubbles“;<sup>74</sup> und natürlich nicht nur eine Reflexion der Instabilität allein der Geldpolitik. Aber sie könnten umgekehrt auch Ausdruck solcher selbsttragenden Spekulationswellen („bubbles“) und von Prozessen epidemischer Erwartungsansteckung sein. Bei der großen Unklarheit der „fundamentalen“ Wechselkursbestimmung lassen sich von dieser abweichende bubbles freilich nicht nachweisen. „Few economists, if any, consider (bubbles) to have much plausibility as an empirical phenomenon.“<sup>75</sup> Und Ansteckungsmodelle waren bislang üblicherweise nur theoretisch.<sup>76</sup>

Weit wichtiger ist wohl die Tatsache, daß es entgegen dem (einfachen) Modell der rationalen Erwartungen am Devisenmarkt unterschiedliche Gruppen mit verschiedenen Erwartungen und Verhaltensweisen gibt, daß also der Markt über heterogene Individuen aggregiert. Insbesondere wird es „fundamentalists“ einerseits, sogenannte „feedback traders“ oder Chartisten andererseits geben,<sup>77</sup> ja dies läßt sich leicht empirisch feststellen. Und solches rein reaktives Verhalten kann sehr profitabel sein, wie Schulmeister und Levich-Thomas zeigen.<sup>78</sup> Kein Wunder, denn der Devisenmarkt ist ja nicht effizient. Solche mechanische Regeln können extrapolativ sein, wodurch sie „fundamentale“ Wechselkursbewegungen verlängern, oder sogenannte „Filter“ verwenden, das heißt z. B. verkaufen, wenn nach einem Anstieg der erste Kursabfall kommt, wodurch sie Kursausschläge verstärken. Schulmeister findet interessanterweise, daß Filter benutzende Chartisten viel häufiger verlieren als gewinnen, aber trotzdem erhebliche Gewinne machen, weil „der Gewinn je Gewinnposition ein Vielfaches des Verlustes pro Verlustposition“ beträgt.<sup>79</sup>

Unterschiedlichkeiten im Gruppenverhalten können natürlich auf internationalen Märkten auch lokale Unterschiedlichkeiten sein, also nationale Divergenzen<sup>80</sup>, und die dominanten Gruppen können sich intertemporal verändern.<sup>81</sup>

---

<sup>74</sup> *Bilson* (1978), S. 93.

<sup>75</sup> *Isard* (1995), S. 85. Ein jüngeres Beispiel wäre *Wu* (1995). Wu findet (bei Kalman Filter Technik) für den \$ gegen £, DM und ¥ „no significant evidence of bubbles“. Anders hingegen *Ikeda & Shibata* (1995). *Isard* (1995) betont S. 86: „The fact that the observed variance of forward forecasts does not explode over time also suggests that rational bubbles are unlikely“.

<sup>76</sup> Z. B. *Kirman* in Taylor (Hrsg.) (1991), S. 354-368. Kirman betrachtet Gruppen, die in stochastischer Interaktion „try to assess what market opinion is and act accordingly“ (S. 354).

<sup>77</sup> Für einen kurzen Überblick zu entsprechenden Modellen siehe *Isard* (1995), S. 180. Zur Unterschiedlichkeit der Händlererwartungen siehe neuerdings *MacDonald & Marsh* (1996).

<sup>78</sup> *Schulmeister* (1989); *Levich & Thomas III* (1993). Die Autoren finden: „Simple technical trading rules have often led to profits that are highly unusual“.

<sup>79</sup> *Schulmeister* (1989), S. 151.

### 5. *Das Modell lernen*

Die merkwürdigste Annahme der meisten komplexen Gleichgewichtsmodelle angesichts einer sehr komplexen, aber sich evidentermaßen verändernden Welt ist, daß diese im jeweiligen Zustand immer bekannt ist. Ganz im Gegenteil muß sie immer neu gelernt werden; und Lernen benötigt Zeit, während dessen alte Erklärungen nicht mehr gelten können.

Allein schon bezüglich vieler Datenveränderungen wird gelten: „The full effects of news on the exchange rate are often observed with a lag.“<sup>82</sup> Noch wichtiger aber ist das Lernen einer neuen Modellstruktur. Die modelltheoretische und empirische Untersuchung von „learning about a possible past shift in the economic distribution and expectations about a future shift in the economic distribution“ hat sich Karen Lewis zur Aufgabe gesetzt und zitiert sich selbst, sie hätte gezeigt: „learning explained about half of the excess returns“.<sup>83</sup> Ihre ursprüngliche Studie analysiert „forecast error effects due to a change in the process of fundamentals that the market learns only over time using Bayesian updating“.<sup>84</sup> Eine wichtige und evidentermaßen höchst plausible Erkenntnis dieser Arbeit ist daher, daß, wenn die „fundamentals“ sich in Richtung einer stärkeren langfristigen Aufwertung verschieben, diese zuerst einmal lange unterschätzt wird; und umgekehrt eine Abwertung. Lerneffekte können zu bestimmten Zeitpunkten ausgelöst werden oder andererseits durch die Größe der Ungleichgewichte.<sup>85</sup> Weiters kann man natürlich auch sagen, daß auch ohne Lerneffekte große wirtschaftspolitische Ungleichgewichte im allgemeinen länger brauchen werden, bis sie abgebaut sind.<sup>86</sup>

Umgekehrt können die Wirtschaftssubjekte aber natürlich auch durch ihre Erwartungen die wahre Struktur des Modells zumindest zeitweise verändern. Es konnte nicht ausbleiben, daß die modischen Überlegungen zu „Sonnenfleckengleichgewichten“ auf die Devisenmärkte angewendet werden. Unterliegen doch diese offensichtlich dem Phänomen sich selbst erfüllender Erwartungen.<sup>87</sup>

---

<sup>80</sup> *Bardhan* (1995) findet: „Investors in different countries demand different premiums for the same sort of risk“ (S. 441).

<sup>81</sup> *Osler* (1995) betont: „A shift of speculators from short to long horizons reduces exchange rate variability at the longer horizon relative to . . . shorter horizon(s).“

<sup>82</sup> *Taylor* (1995), S. 33.

<sup>83</sup> *Lewis* (1995), S. 1943, 1946.

<sup>84</sup> *Lewis* (1989), S. 621. Eine neue Studie zum Bayesianischen Lernen ist *Christodoulakis & Kalyvitis* (1997).

<sup>85</sup> *Sutherland* (1995); ähnlich *Glick, Kretzmer & Wahlborg* (1995). Einen nichtlinearen Lernprozeß modelliert auch *Peruga* (1996).

<sup>86</sup> *Baldwin & Lyons* (1994).

<sup>87</sup> Siehe etwa *Barnett & Ho* (1996). Auf diese Art begründen sie: „We may observe periods in which the exchange rate experiences a continued appreciation or depreciation, followed by a sharp and swift correction“ (S. 95). Siehe auch *Obstfeld* (1996), bei dem die Berücksichtigung einer Massenarbeitslosigkeit zu sich selbst erfüllenden Erwartungen führen kann.

## 6. Liquiditätsengpässe

Finanzmarktungleichgewichte erheblichen Ausmaßes können auch dadurch entstehen, daß sich die Anleger in der Vergangenheit an bestimmte Anlagen gebunden haben und diese dann nur unter erheblichen Kosten auflösen können. Mit einem Wort, es kommt zu Übererträgen aufgrund von mangelnder Liquidität im Markt. Das kann sehr wohl auch auf Wechselkursmärkten auftreten und zu erheblichen zeitweiligen Kursabweichungen von den „fundamentals“, zumal bei starken Veränderungen, führen.

Das theoretisch ausgefeilteste derartige Modell, allgemein für einen langfristigen im Verhältnis zu einem kurzfristigen Finanzmarkt („Geld“) formuliert, haben in neuester Zeit wohl *Allen* und *Gale* (1994) vorgelegt. Bei ihnen führen Liquiditätsengpässe zu im Hinblick auf die „fundamentals“ überdimensionierten Erträgen langfristiger Anlagen. Aber auch in der Wechselkursliteratur sind etwas weniger tiefgründige Arbeiten ähnlichen Inhaltes von *Grilli* und *Roubini* vorgelegt worden. Sie finden in theoretischen Studien: „The liquidity effects of bond supply shocks cause an ‚excess volatility‘ of nominal exchange rates, even when their ‚fundamental‘ value is constant.“<sup>88</sup> Und: „The equilibrium level of the exchange rate depends on the share of money used for asset transactions; a greater share corresponds to a more appreciated currency.“<sup>89</sup>

Mit ähnlichen Effekten begründet *Bilson* – freilich nicht ganz überzeugend – daß es sich für Amerikaner erst bei sehr erheblichen Zinsdifferenzen von etwa 5% zum Dollar lohnt, das Risiko einer Auslandsveranlagung in Kauf zu nehmen.<sup>90</sup>

## 7. Ist „news“ auch Information?

Schließlich kommen wir zu dem fundamentalen Problem: Ist auf dem Devisenmarkt eine „Neuigkeit“ (news) auch schon eine Information? Auf relativ einfach strukturierten Finanzmärkten ist das wohl der Fall. Aber wir haben allein schon am Beispiel der Zinssätze die Unklarheit der Information aus ihrer Veränderung gezeigt: Höhere Zinssätze führen grundsätzlich zur sprunghaften Aufwertung als Ersteffekt, es sei denn, sie gehen nur auf inflatorische Erwartungen zurück (Fisher-Effekt) oder es wird eine wirtschaftspolitische Gegenreaktion erwartet. Wird dann aber der Abwertungseffekt der ungedeckten Zinsparität eintreten? Obendrein haben Modelle gezeigt, daß unter Umständen die kurz- und die langfristige Zinswirkung verschieden sein können.<sup>91</sup> Welche Information soll also der Teilnehmer am Devisenmarkt aus dem Signal einer Zinsänderung folgern? All das wird noch ver-

---

<sup>88</sup> *Grilli & Roubini* (1992), S. 339.

<sup>89</sup> *Grilli & Roubini* (1993), S. 139.

<sup>90</sup> *Bilson* (1985), S. 65.

<sup>91</sup> *Z. B. Papazoglou & Turnovsky* (1994).

stärkt, wenn die Wirtschaftssubjekte nicht nur zweifeln, welches von verschiedenen bekannten Modellen das gerade anwendbare ist, sondern wenn sie dieses Modell gar nicht kennen.<sup>92</sup>

Auch zu dieser Frage hat die allgemeine Finanzmarktliteratur, vor allem in Aufarbeitung des „unerklärlichen“ U.S. Aktienkurssturzes vom Oktober 1987, maßgebliche Beiträge geliefert. In Modellen rationaler Erwartungen, aber bei unterschiedlich informierten Gruppen, nahmen *Genotte* und *Leland* (1990) an, daß wenig informierte Marktteilnehmer bloße durch Preisveränderungen ausgelöste optimale Portfolioumschichtungen der besser informierten Händler fehlinterpretieren könnten, so als ob diese wichtige fundamentale Neuigkeiten (z. B. schlechte Nachrichten) erhalten hätten, was zu einem Kurssturz führen kann. *Romer* (1993) hingegen erklärt Kursstürze daraus, daß unvollkommen informierte Marktteilnehmer über das Ausmaß der Preisbewegung lernen, ob sie besser oder schlechter informiert sind als der Durchschnitt und ob sie daher eher ihrer Information Gewicht geben oder sich besser dem Verhalten der anderen Marktteilnehmer anschließen sollten.<sup>93</sup> Ein bedeutendes neues Modell der Wechselkurse von *Goldberg* und *Frydman* (1996) nimmt schließlich an: „Agents are unsure as to the precise fundamentals to use in forecasting“. Sie kennen im allgemeinen nur die Richtung, nicht die Größe der Veränderung.<sup>94</sup> Wenn sie zu häufig in ihren Schätzungen Fehler machen, ändern sie ihr Verhalten. „The key to explaining exchange rate movements may lie in recognising that the exchange rate does depend on fundamentals, but that the relationship between the exchange rate and fundamentals cannot be perfectly known.“ Peinlicherweise für die statistische Schätzung impliziert das auch „non-stationary distribution functions“.<sup>95</sup>

Natürlich leidet die Informativität von Preisen auch durch monopolistisch geprägte Märkte: „The greater the market power and risk aversion of dealers, the less revealing are prices“!<sup>96</sup> Marktineffizienz des Devisenmarktes ist also in vielfacher Weise nur zu plausibel. Andererseits führt das wieder zu einem zentralen Dilemma empirischer Untersuchung: „It is difficult to test whether risk bearing is efficiently rewarded if there is no agreement on what the equilibrium value is.“<sup>97</sup>

---

<sup>92</sup> *Roberts* (1995). Der Autor betont: When „agents do not fully know the parameter values of the model, expectation errors from past observable and persistent shocks will lead to systematic effects“; und: „observable lagged current account shocks will lead to systematic effects“ (S. 375).

<sup>93</sup> Ähnliche Probleme nicht zentralisierter Information, aber im Zusammenhang mit einem vergangenheitsbezogenen Lagermodell betrachtet *Flood* (1994).

<sup>94</sup> *Goldberg & Frydman* (1996), S. 883. Im Grunde die gleiche Annahme von, wie er es nennt, „theory consistent expectations“, d. h. nur qualitativ richtigen Erwartungen, verwendet *Papell* (1997).

<sup>95</sup> *Goldberg & Frydman* (1996), S. 889 sowie S. 877.

<sup>96</sup> *Frankel & Rose* (1995), S. 1717. Die Autoren zitieren dort weitere Studien zur nichteffizienten Datenverarbeitung.

<sup>97</sup> *Levich* (1985), S. 1024.



## D. Ein Schimmer der Hoffnung – ein Lichtblick für die Theorie

### I. Neue Fundamentalansätze

1994 begann eine neue Ära der Wechselkursklärung: eine Arbeit nach der anderen legt empirisch getestete Modelle vor, die in „out of sample forecasts“ Devisenkurse besser erklären, als ihr zufälliger Irrweg dies täte. Der Bann von *Meese* und *Rogoff* (1983) beginnt gebrochen zu werden. Freilich: Sehr viel besser als der zufällige Irrweg können die Modelle noch nicht erklären, was wir im letzten Abschnitt letztlich begründet haben; und vor allem gelten die Verbesserungen der Erklärung für einen mittleren Zeithorizont, der über den Horizont von bis zu zwölf Monaten von *Meese* und *Rogoff* (1983) hinausgeht. (Schon davor wurde es klar, daß für sehr lange Horizonte die Devisenkurse nicht einen bloßen zufälligen Irrweg durchmachen, was in Abschnitt II/3 referiert wurde).

Gewissermaßen an der Schnittstelle von der alten zur neuen Sicht stehen *Chinn* und *Meese* (1995). Sie beklagen die „low signal to noise ratio“, finden aber dennoch: „For longer horizons, error correction terms can explain exchange rate movements significantly better than no-change forecasts for a subset of models and currencies we consider“.<sup>98</sup> Man beachte die Zweischneidigkeit der Aussage: manche Fundamentalmodelle sind für manche Wechselkurse – und keineswegs immer dieselben Modelle für die erfolgreich erklärbaren Wechselkurse – als Erklärung besser als der zufällige Irrweg. Betrachtet werden  $\$/\text{DM}$ ,  $\$/\text{£}$ ,  $\$/\text{¥}$  und  $\text{DM}/\text{¥}$  sowie  $\text{US-}\$/\text{Can-}\$$ , modelliert für die Monate 03/1973 bis 12/1982 und die Monate der Jahre 1983 bis 1990 prognostizierend. Der springende Punkt ist eine Fehlerkorrekturmodellierung, teilweise mit einer nicht parametrischen Regression, die sich, weil nicht die Normalverteilung zugrundelegend, besonders bewährt. Wenn bessere Ergebnisse als der zufällige Irrweg erzielt werden, dann nur für das in ersten Differenzen geschätzte Modell. Ein zufälliger Irrweg mit Drift erweist sich in der Hälfte der Fälle als etwas besser erklärend als der ohne Drift.

Ein entscheidender Durchbruch gelang *Mark* (1995). *Mark* regressiert die Veränderung des Logarithmus der Wechselkurse auf die Abweichung dieser Veränderung von ihren „fundamentals“. Dabei nimmt er als Bestimmung der „fundamentals“ nur den einfachen monetären Ansatz, also nur die ersten beiden Terme von Gleichung (7). Das ist instruktiv: evidentermaßen stört die Berücksichtigung von Zinssätzen geradezu die Erklärungsgüte, eine betrübliche Erkenntnis für die Theorie der ungedeckten Zinsparität. Er verwendet moderne Zeitreihenanalysetechniken für vier Wechselkurse,  $\$/\text{DM}$ ,  $\$/\text{sfr}$ ,  $\$/\text{¥}$  und  $\text{US-}\$/\text{Can-}\$$ . Seine Daten sind vierteljährliche, was natürlich bereits erheblich die Zufallsschwankung dämpft. Sie beziehen sich auf die Periode 1973 bis 1991, wobei ab 1981 „out of sample“ geschätzt wird, welche Periode zwei Wendepunkte des Dollars, 1985 und 1987, einschließt. Ab 12 Quartalen, und erst recht ab 16 Quartalen, wird seine Schätzung

<sup>98</sup> *Chinn & Meese* (1995), S. 162.



sehr erheblich besser als der zufällige Irrweg, was der Autor auf S. 211 optisch eindrucksvoll für den \$/DM Kurs feststellt. „At 16 quarters, the RMSE's of my regression forecasts relative to the random walk are 0.52, 0.41, and 0.58 for the deutsche mark, the Swiss franc, and the yen, respectively.“<sup>99</sup> Nicht erwähnt wird, daß die Schätzung für den kanadischen Dollar erheblich schlechter als der zufällige Irrweg ausfällt. Die Lehre aus dieser Arbeit ist: Bei statistisch aufwendigsten Zeitreihenverfahren läßt sich die Wechselkursveränderung für mittlere Fristen (3 und 4 Jahre) hinlänglich prognostizieren.

In *Mark* und *Choi* (1997) werden diese Überlegungen weitergeführt, indem nunmehr die realen Wechselkurse für die gleichen Währungen geschätzt werden. Die Autoren verwenden eine Batterie von „fundamentalen“ Erklärungsansätzen, jeweils freilich nur mit ein bis zwei Variablen: Den Kaufkraftparitätsansatz, Unterschiede in den Produktivitätsveränderungen mit und ohne dem Anteil des Staatskonsums am Volkseinkommen, die Entwicklung der Volkseinkommensunterschiede pro Kopf, Zinsdifferentiale, ihren oben beschriebenen monetären Ansatz für die nominellen Wechselkurse, aber auch für die realen Wechselkurse als, wie sie sagen, theoretisch nicht begründeten „ad hoc“ Ansatz mit dem Argument, reale und nominelle Wechselkurse seien ja hochgradig korreliert. Mit den jeweiligen Variablen erklären sie für verschiedene Zeithorizonte, diesmal von 1 bis 48 Monaten, die Veränderung und das langfristige Gleichgewichtsniveau der realen Wechselkurse. Alle diese Ansätze sind signifikant für bestimmte Währungen und bestimmte Zeithorizonte bei nunmehr verlängertem Datensatz (Daten von 1961:01 – 1993:11 mit Prognosehorizont 1985:01 – 1993:11), wobei die Datenvermehrung im Vergleich zu *Mark* (1995) sich als wichtig erweist. Marks monetärer Ansatz schneidet am besten ab und erklärt für alle Währungen jeweils besser als der zufällige Irrweg. Die Autoren betonen: „What is surprising is that monetary variables seem to explain variation in the long-run equilibrium real exchange rate“.<sup>100</sup> Das ist tatsächlich eine fundamentale Erkenntnis: Impliziert sie doch eine äußerst langfristige (bis zu etwa 30 Jahren, siehe III/7) und wichtige Nichtneutralität des Geldes.

Für den schwer erklärbaren kanadischen Dollar finden *Amano/van Norden* (1995) einen einfachen Erklärungsansatz, der den zufälligen Irrweg übertrifft. Bei diesem eng an die USA gekoppelten Land sind es die realen Austauschbedingungen, die den Wechselkurs bestimmen: „Causality runs from the terms of trade to the exchange rate“<sup>101</sup>: Verbesserungen der realen Austauschbedingungen führen im allgemeinen zur Aufwertung, wobei dieser Ansatz schon für 12 Monate gut erklärt.

---

<sup>99</sup> *Mark* (1995) S. 203. RMSE ist die mittlere quadratische Abweichung des Schätzfehlers, *Meese & Rogoffs* (1983) zentraler Vergleichsmaßstab.

<sup>100</sup> *Mark & Choi* (1997), S. 55.

<sup>101</sup> *Amano & van Norden* (1995), S. 83.

Der theoretisch wohl beeindruckendste neue Ansatz ist der am frühesten publizierte: *MacDonald-Taylor* (1994). Das Besteckende an ihrem Ansatz ist, daß sie sowohl lang- wie kurzfristige Zinssätze zur Erklärung heranziehen, aber in verschiedener modelltheoretischer Funktion. Sie erzielen erheblich bessere Ergebnisse, relativ zum zufälligen Irrweg, schon für die Periode von 1 bis 12 Monaten, die Zeitdomäne von *Meese* und *Rogoff* (1983). Freilich bezieht sich ihre Schätzung nur auf einen Wechselkurs, den £/\$ Kurs. Sie gehen vom erweiterten monetären Ansatz der ersten drei Terme der Gleichung (7), also ausdrücklich mit den langfristigen Zinssätzen aus. Die Abweichung (Differenz) des Wechselkurses  $s_t$  von diesem „Gleichgewichtswert“ nennen sie  $ecm_t$ . Dann schätzen sie die kurzfristige Dynamik, in die die kurzfristigen Zinssätze ( $R_k$ ) eingehen, und zwar indem sie den sparsamsten Schätzer innerhalb eines autoregressiven Ansatzes 12. Ordnung aufsuchen. Dieser lautet:

$$(23) \quad \Delta s_t = -0.017 \Delta R_{k,t-3}^* + 0.08 R_{k,t} + 0.006 \Delta^2 R_{k,t}^* - 0.026 ecm_{t-1} - 0.052$$

Mit diesem Ansatz verbessern sie den Schätzfehler gegenüber dem zufälligen Irrweg schon für einen Monat um 8.5% (RMSE 0.032 statt 0.035) und immer besser für längere Horizonte, z. B. um 20% für 12 Monate (RMSE 0.105 statt 0.132). Man beachte, daß die durch die kurzfristigen Zinssätze getriebene Wechselkursanpassung nur einen Abbau des Ungleichgewichtes zum erweiterten monetären Ansatz von 2.6% pro Monat erzielt, also mit einer Halbwertszeit von 26 Monaten und einem Abbau auf nur mehr 5% Unterschied innerhalb  $9\frac{1}{2}$  Jahren arbeitet.

## II. Lange Anpassungsperioden als Prognosechance

Das Fazit aller unserer Überlegungen ist: Wechselkurse haben sehr lange Anpassungsperioden: Kaufkraftparitätsunterschiede werden erst über Perioden von 20 bis 30 Jahren fast vollständig (also bis auf 5%) abgebaut; und Kapitalmarktungleichgewichte, nach *MacDonald-Taylor* (1994) zu schließen, etwa innerhalb von 10 Jahren! Ähnlich lang sind die durchschnittlichen Auf- und Abwertungszyklen des Dollars, die nach einer Schätzung im Schnitt  $7\frac{1}{2}$  Jahre betragen.<sup>102</sup> Abweichungen vom theoretischen Gleichgewichtswert der Ökonomen sind also selbst auf den Kapitalmärkten langwierig und erheblich; und erst recht für den Kaufkraftparitätsansatz gilt: „Significant violations of [PPP] ... are persistent and common“.<sup>103</sup> Man darf sich über die Komplexität der empirischen Zusammenhänge

<sup>102</sup> *Lewis* (1995), S. 1950.

<sup>103</sup> *Mark* (1990), S. 115. Der Autor hält für die Erklärung des gesamten Systems der hier feststellbaren Veränderungen fest: „Only shocks to aggregate demand are broadly consistent with the actual experience“ (S. 129).

nicht wundern: „In a world where prices move in anticipation of future events, one may not observe any clear correlation between exchange rate movements and contemporaneous movements in the exogenous determinants of the exchange rate“.<sup>104</sup>

Daß die Anpassung an Gleichgewichte eine langwierige sein wird, haben wir in den vorangegangenen Überlegungen in den verschiedensten Formen begründet. Denn ihre Botschaft war ja nicht, daß es gar keine Devisenmarktgleichgewichte gibt, sondern nur, daß sie oft kurzfristig nicht gefunden werden. Die Erwartung wirtschaftspolitischer Umkehrreaktionen (Zurücknahme exzessiv erscheinender Variablenauschläge durch die Politik) ist nur kurzfristig bedeutsam; und ebenso auch das Verhalten von mechanistischen Modellen folgenden Händlern. Langfristige Kapitaltransaktionen andererseits benötigen viel Zeit; und ebenso das Lernen neuer fundamentaler Zusammenhänge und das Verarbeiten unklarer Information.

Die empiriegestützte Theorie lehrt, daß bestimmte Variablenveränderungen oft, aber keineswegs immer Wechselkursveränderungen in einer vorhersagbaren Richtung auslösen. Den jeweiligen Bedeutungszusammenhang der Variablen für den Devisenmarkt zu würdigen und abzuschätzen, welche Variablen zum jeweiligen Zeitpunkt durchschlagend relevant sind, ist die hohe Kunst des geschulten Ökonomen. Diese Kunst ist schwierig, geht es doch bei Langzeitprognosen von Wechselkursen neben der Abschätzung der Entwicklungstendenzen zweier Privatwirtschaften vor allem um die Abschätzung nicht nur einer, sondern des Verhältnisses zweier zukünftiger Wirtschaftspolitiken zueinander. Aber ist diese ambitionierte Anforderung nicht nur an profundes theoretisches Wissen, sondern auch an das Fingerspitzengefühl des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlers nicht auch schön? Angesichts der wohl nicht vorhandenen Effizienz der Devisenmärkte kann er sogar hoffen, erhebliche, auch praktisch relevante Erfolge zu erzielen.

### III. Auslandsanleihen der Republik Österreich

Seit 1993 betreibt der österreichische Bund sein gesamtes Staatsschuldenmanagement mittels einer privatrechtlich organisierten Gesellschaft mit beschränkter Haftung, der Österreichischen Bundesfinanzierungsagentur. Diese versucht, unter anderem auch die Marktineffizienz der Devisenmärkte zu nutzen. Der österreichische Bund huldigt nur einem mäßigen „home bias“: 21% seiner Staatsschulden lauten auf ausländische Währungen (zusammen etwa 300 Milliarden Schilling), wobei jeweils etwa ein Drittel auf japanische Yen, auf Schweizer Franken und auf DM-äquivalente Anleihen (z. B. in Hollandgulden) entfallen. In den Jahren 1993 bis 1995 wurde die Yen-Finanzierung forciert, was zuerst (1993) zu erheblichen buchmäßigen Kursverlusten führte. Aber über die vier Jahre 1993 – 1996 gab es keine Kursverluste, sondern sogar einen geringfügigen Nettokursgewinn von 1.7

---

<sup>104</sup> *Obstfeld & Stockman* (1985), S. 926.

Mrd. Schilling. Angesichts der  $3\% - 3\frac{1}{2}\%$  geringeren Zinsen langfristiger Yen-Anleihen relativ zum deutschen oder österreichischen Zinsniveau und dem etwa 2% Zinsabstand von Anleihen in Schweizer Franken konnte Österreich über die vier Jahre 1993 – 1996 einen Zinsgewinn von 17,2 Milliarden Schillingen, davon 7,1 Milliarden mit Schweizer Franken und 10,1 Milliarden mit Yen-Finanzierungen lukrieren. Nettokursgewinn und Zinersparnis zusammengenommen sind das 18,9 Mrd. Schilling für vier Jahre, etwa 2.500 Schilling oder 360 DM pro Österreicher. Mitte 1997 sieht infolge der Yen-Aufwertung die Bilanz freilich wieder wesentlich schlechter aus: Fast in gleicher Größenordnung traten neuerlich buchmäßige Kursverluste auf. Für die vier Jahre bis Ende 1996 ist also der Kurswert der österreichischen Sfr- und ¥-Finanzierungen von einem zufälligen Irrweg nicht zu unterscheiden, was ja auch den Schätzergebnissen der internationalen Literatur entspricht. Bis Mitte 1997 könnte man andererseits die Kursentwicklung als möglicherweise effizient sehen, entspricht doch die Aufwertung etwa dem Zinsgewinn. Als Interpretation vorzuziehen ist freilich, daß es sich Mitte 1997 um eine zeitweilige Unterbewertung der DM und damit des Schilling handelt, die aus nicht gerechtfertigten Ängsten und Fluchtbewegungen bezüglich der Währungsumstellungen zum EURO resultiert.

Die Strategie der Bundesfinanzierungsagentur ist folgende: Außerhalb des dem Schilling praktisch gleichen DM-Blocks wird nur finanziert, wenn der Zinssatz, genauer die Gesamtkosten der Finanzierung, in der betreffenden Währung erheblich unter der des Schilling liegen. Wäre der Devisenkurs ein zufälliger Irrweg, so würde der Gesichtspunkt des Zinsunterschiedes allein ausreichen, um im Schnitt vorteilhafte langfristige Finanzierungen vorzunehmen. Zuzüglich wird aber auch noch versucht, eine „mean reverting tendency“ abzuschätzen: Finanziert wird in Währungen, die neben dem Zinsvorteil auch noch eher überbewertet bzw. nicht stark unterbewertet erscheinen. Anders ausgedrückt, es wird abgeschätzt, ob eine Aufwertung im Ausmaß des Zinsunterschiedes unwahrscheinlich ist. Schließlich wird auch noch versucht, Wendepunkte der langfristigen Entwicklung zu bedenken. Wir haben gesehen, daß eine lange anhaltende Aufwertungsbewegung von den Märkten im Durchschnitt unterschätzt, eine folgende Abwertung oder geringere Aufwertung dann ebenfalls unterschätzt wird. Die Hoffnung auf Fehlschätzung bei Trendwenden ist also nicht unberechtigt. Für den Yen z. B. gilt: Bis etwa 1993 hatte er eine starke Aufwertungstendenz – die Schätzung ist bezüglich des Anfangsjahres empfindlich – von 4% bis 5% pro Jahr bei einem Zinsunterschied von 3%: Der Markt war nicht effizient; ein Emittent hätte verloren. Nach 1993 kann andererseits wohl mit einer durchschnittlichen Aufwertung von weniger als 3% gerechnet werden: Japan hat die relative Geldmenge stark erhöht, das Wirtschaftswachstum scheint auch durch die Bankenkrise geschwächt, und der Leistungsbilanzüberschuß scheint abzunehmen. Gegenteilig schlägt zu Buche die äußerst geringe, ja nahe null liegende Inflationsrate Japans und das Niveau seiner kurzfristigen Zinssätze, das nur mehr erhöht werden kann. Insgesamt scheint also ein Trendbruch nach unten der bisherigen Yen-Aufwertungstendenz denkbar.

Versuche, Devisenmarktineffizienzen zu nutzen, sind natürlich einem erheblichen Risiko ausgesetzt. Aber nicht nur die private, sondern auch die staatliche Finanzierung ist, wie Hayek sagt, „a game of skill and chance“. Ein Kursrisiko, nach den Jahren 1993 und 1997 zu schließen, von etwa  $\frac{3}{4}\%$  des Sozialproduktes pro Jahr ist für einen langfristig finanzierenden und nicht zur kommerziellen Bilanzierung gezwungenen Staat wohl tragbar bei einem durchschnittlichen jährlichen Zinsgewinn von schätzungsweise  $\frac{1}{6}\%$  des BIP pro Jahr.

## Literatur

- Allen, Franklin / Gale, Douglas* (1994), „Limited Market Participation and Volatility of Asset Prices“, *American Economic Review* 84, S. 933 - 955.
- Amano, Robert A. / van Norden, Simon* (1995), „Terms of trade and real exchange rates: the Canadian evidence“, *Journal of International Money and Finance* 14, S. 83 - 104.
- Baldwin, R. E. / Lyons, R. K.* (1994), „Exchange rate hysteresis? Large versus small policy misalignments“, *European Economic Review* 38, S. 1 - 22.
- Ball, Clifford A. / Roma, Antonio* (1993), „A jump diffusion model for the European Monetary System“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 475 - 492.
- Bardhan, Indrajit* (1995), „Exchange rate shocks, currency options and the Siegel paradox“, *Journal of International Money and Finance* 14, S. 441 - 458.
- Barnett, Richard C. / Ho, Mun S.* (1996), „Sunspots, Currency Substitution, and Inflationary Finance“, *Journal of International Economics* 43, S. 73 - 93.
- Battacharya, Utpal / Weller, Paul* (1997), „The Advantage to Hiding One's Hand: Speculation and Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market“ *Journal of Monetary Economics* 39, S. 251 - 277.
- Bekaert, Geert / Hodrick, Robert J.* (1993), „On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 115 - 138.
- Betts, Caroline / Deveraux, Michael B.* (1996), „The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market“, *European Economic Review* 40, S. 1007 - 1021.
- Bilson, John F. O.* (1978), „Rational Expectations and the Exchange Rate“; in Jacob A. Frenkel und Harry G. Johnson (Hrsg.), *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Reading (Mass.), Addison-Wesley, S. 75 - 96, (Kapitel 5).
- (1981), „The ‚Speculative Efficiency‘ Hypothesis“, *Journal of Business* 54, S. 435 - 451.
  - (1985), „Macroeconomic Stability and Flexible Exchange Rates“, *American Economic Review, Papers and Proceedings* 75, S. 62 - 67.
- Bonser-Neal, Catherine / Tanner, Glenn* (1996), „Central Bank Intervention and the Volatility of Foreign Exchange Rates: Evidence from the Options Markets“, *Journal of International Money and Finance*, 15, S. 853 - 878.

- Bovenberg, A. Lans* (1989), „The Effects of Capital Income Taxation on International Competitiveness and Trade Flows“, *American Economic Review* 79, S. 1045 - 1064.
- Cavaglia, Stefano / Verschoor, Willem F. C. / Wolff, Christian C. P.* (1993), „Further evidence on exchange rate expectations“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 78 - 98.
- Cheung, Yin-Wong* (1993), „Exchange rate risk premiums“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 182 - 194.
- Chinn, Menzie D. / Frankel, Jeffrey A.* (1995), „Who drives real interest rates around the Pacific Rim: the USA or Japan?“, *Journal of International Money and Finance* 14, S. 801 - 821.
- Chinn, Menzie D. / Meese, Richard A.* (1995), „Banking on currency forecasts: How predictable is change in money?“, *Journal of International Economics* 38, S. 161 - 178.
- Christodoulakis, Nicos M. / Kalyvitis, Sarantis C.* (1997), „Efficiency Testing Revisited: A Foreign Exchange Market with Bayesian Learning“, *Journal of International Money and Finance* 16, S. 367 - 385.
- Edison, Hali J.* (1987), „Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar / Pound Exchange Rate (1890 - 1978)“, *Journal of Money, Credit and Banking* 19, S. 376 - 395.
- Engel, Charles* (1993), „Real Exchange Rates and Relative Prices“, *Journal of Monetary Economics* 32, S. 35 - 50.
- Evans, Martin D. D. / Lewis, Karen K.* (1995), „Do Long-Term Swings in the Dollar Affect Estimates of the Risk Premia?“, *Review of Financial Studies* 8, S. 709 - 742.
- Fabella, Raul V.* (1996), „The Debt-Adjusted Real Exchange Rate“, *Journal of International Money and Finance* 15, S. 475 - 484.
- Fama, Eugene F.* (1984), „Forward and Spot Exchange Rates“, *Journal of Monetary Economics* 14, S. 319 - 338.
- Feenstra, Robert C. / Gagnon, Joseph E. / Knetter, Michael M.* (1996) „Market Share and Exchange Rate Pass-Through in World Automobile Trade“, *Journal of International Economics* 40 (1996), S. 187 - 207.
- Flood, Mark D.* (1994), „Market structure and inefficiency in the foreign exchange market“, *Journal of International Money and Finance* 13, S. 131 - 158.
- Frankel, Jeffrey A. / Froot, Kenneth A.* (1987), „Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations“, *American Economic Review* 77, S. 133 - 153.
- Frankel, Jeffrey A. / Rose, Andrew K.* (1995), „Empirical Research on Nominal Exchange Rates“; in: Gene M. Grossman und Kenneth Rogoff, *Handbook of International Economics*, Vol. III, Amsterdam, Elsevier, Kapitel 33, S. 1689 - 1729.
- Frankel, Jeffrey A. / Rose, Andrew K.* (1996), „A Panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries“, *Journal of International Economics* 40, S. 209 - 224.
- Frenkel, Jacob A.* (1976), „A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence“, *Scandinavian Journal of Economics* 78, S. 200 - 224.

- Froot, Kenneth A. / Frankel, Jeffrey A. (1989), „Forward Discount Bias: Is it an Exchange Rate Premium?“, Quarterly Journal of Economics 104, S. 139 - 161.*
- Froot, Kenneth A. / Thaler, Richard H. (1990), „Foreign Exchange“, Journal of Economic Perspectives 4/3, S. 179 - 192.*
- Froot, Kenneth A. / Rogoff, Kenneth (1995), „Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates“; in: Gene M. Grossman und Kenneth Rogoff, Handbook of International Economics Vol. III, Amsterdam, Elsevier, Kapitel 32, S. 1647 - 1688.*
- Gagnon, Joseph E. / Knetter, Michael M. (1995), „Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports“, Journal of International Money and Finance 14, S. 289 - 310.*
- Gagnon, Joseph E. / Unferth, Mark D. (1995), „Is there a world interest rate?“, Journal of International Money and Finance 14, S. 845 - 855.*
- Genotte, Gerard / Leland, Hayne E. (1990), „Market Liquidity, Hedging, and Crashes“, American Economic Review 80, S. 999 - 1021.*
- Ghosh, Atish R. (1992), „Is it signalling? Exchange Intervention and the Dollar-Deutsche Mark Rate“, Journal of International Economics 32, S. 201 - 220.*
- Glick, Reuven / Kretzmer, Peter / Wihlborg, Clas (1995), „Real exchange rate effects of monetary disturbances and different degrees of exchange rate flexibility: An empirical analysis“, Journal of International Economics 38, S. 249 - 273.*
- Gokey, Timothy C. (1994), „What explains the risk premium in foreign exchange returns?“, Journal of International Money and Finance 13, S. 729 - 738.*
- Goldberg, Michael D. / Frydman, Roman (1996), „Imperfect Knowledge and Behaviour in the Foreign Exchange Market“, Economic Journal 106, S. 869 - 893.*
- Grilli, Vittorio / Roubini, Nouriel (1992), „Liquidity and exchange rates“, Journal of International Economics 32, S. 339 - 352.*
- (1993), „Liquidity, capital controls, and exchange rates“, Journal of International Money and Finance 12, S. 139 - 153.
- Haberler, Gottfried (1933), Der Internationale Handel – Theorie der weltwirtschaftlichen Zusammenhänge sowie Darstellung und Analyse der Außenhandelspolitik, Berlin, Springer.*
- Haynes, Stephen E. / Stone, Joe A. (1994), „The relationship between bilateral and multilateral models of exchange rates“, Journal of International Money and Finance 13, S. 71 - 82.*
- Hübner, L. (1793), Beschreibung der hochfürstlich-erzbischöflichen Haupt- und Residenzstadt Salzburg und ihrer Gegenden verbunden mit Ihrer ältesten Geschichte, Zweyter Band. Statistik. Salzburg.*
- Ikeda, Shinsuke / Shibata, Akihisa (1995), „Fundamentals uncertainty, bubbles and exchange rate dynamics“, Journal of International Economics 38, S. 199 - 222.*
- Isard, Peter (1995), Exchange Rate Economics, Cambridge, Cambridge Univ. Press.*
- Ito, Takatoshi (1990), „Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data“, American Economic Review 80, S. 434 - 449.*
- Jones, Larry E. / Manuelli, Rodolfo E. (1990), „A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications“, Journal of Political Economy 98, S. 1008 - 1038.*



- Jorion*, Phillipe (1996), „Does real interest parity hold at long maturities?“, *Journal of International Economics* 40, S. 105 - 126.
- Jorion*, Phillipe / *Sweeny*, Richard J. (1996), „Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for Forecasting“, *Journal of International Money and Finance* 15, S. 535 - 550.
- Kasa*, Kenneth (1992), „Adjustment costs and pricing-to-market: Theory and evidence“, *Journal of International Economics* 32, S. 1 - 30.
- Keynes*, John M. (1936), *General Theory of Employment Interest and Money*, London, Macmillan.
- Kirman*, Alan (1991), „Epidemics of Opinion and Speculative Bubbles in Financial Markets“, in: Mark P. Taylor (Hrsg.), *Money and Financial Markets*, Oxford, Blackwell, Kapitel 17, S. 354 - 368.
- Klein*, Michael W. (1993), „The accuracy of reports of foreign exchange intervention“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 644 - 53.
- Knetter*, Michael M. (1989), „Price discrimination by U.S. and German exporters“, *American Economic Review* 79, S. 198 - 210.
- (1993), „International comparisons of pricing-to-market behavior“, *American Economic Review* 83, S. 473 - 486.
- Kräger*, Horst / *Kugler*, Peter (1993), „Non-linearities in foreign exchange markets: a different perspective“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 195 - 208.
- Krugman*, Paul R. (1989), „The J-Curve, the Fire Sale, and the Hard Landing“, *American Economic Review*, Papers and Proceedings 79, S. 31 - 35.
- Krugman*, Paul R. / *Obstfeld*, Maurice (1994), *International Economics – Theory and Policy*, 3. Aufl., Harper Collins.
- LeRoy*, Stephen F. (1989), „Efficient Capital Markets and Martingales“, *Journal of Economic Literature* XXVII, S. 1583 - 1621.
- Levich*, Richard M. (1985), „Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behaviour, Rate Determination and Market Efficiency“, in Ronald W. Jones & Peter B. Kenen, *Handbook of International Economics* Vol. II, Amsterdam 1985, North Holland, S. 979 - 1040 (Kap. 19).
- Levich*, Richard M. / *Thomas*, Lee R. III (1993), „The significance of technical trading rule profits in the foreign exchange market: a bootstrap approach“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 451 - 474.
- Lewis*, Karen K. (1989), „Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange“, *American Economic Review* 79, S. 621 - 636.
- (1995), „Puzzles in International Financial Markets“, in: Gene M. Grossman, und Kenneth Rogoff, *Handbook of International Economics*, Vol. III, Amsterdam, Elsevier, Kapitel 37, S. 1913 - 1971.
- Lothian*, James R. (1997) „Multi-country Evidence on the Behaviour of Purchasing Power Parity and Current Float“, *Journal of International Money and Finance* 16, S. 19 - 35.

- Lothian, James R. / Taylor, Mark P.* (1996), „Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past two Centuries“, *Journal of Political Economy* 104, S. 488 - 509.
- Lucas, Robert E. Jr.* (1988), „On the Mechanics of Economic Development“, *Journal of Monetary Economics* 22, S. 3 - 42.
- (1990), „Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?“, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 80, S. 92 - 96.
- McCallum, Bennet T.* (1994), „A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship“, *Journal of Monetary Economics* 33, S. 105 - 132.
- MacDonald, Ronald / Marsh, Ian W.* (1996), „Currency Forecasters are Heterogeneous: Confirmation and Consequences“, *Journal of International Money and Finance* 15, S. 665 - 685.
- MacDonald, Ronald / Taylor, Mark P.* (1994), „The monetary model of the exchange rate: long run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk“, *Journal of International Money and Finance* 13, S. 276 - 290.
- Mark, Nelson C.* (1990), „Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation“, *Journal of International Economics* 28, S. 115 - 136.
- (1995) „Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability“, *American Economic Review* 85, S. 201 - 218.
- Mark, Nelson C. / Choi, Doo-Yull* (1997), „Real Exchange Rate Prediction over Long Horizons“, *Journal of International Economics* 43, S. 29 - 60.
- Meese, Richard A. / Rogoff, Kenneth* (1983), „Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?“, *Journal of International Economics* 14, S. 3 - 24.
- Neumann, John von* (1945), „A model of general economic equilibrium“, *Review of Economic Studies* 13, S. 1 - 9.
- Obstfeld, Maurice* (1996), „Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features“, *European Economic Review* 40, S. 1037 - 1047.
- Obstfeld, Maurice / Rogoff, Kenneth* (1995), „The Intertemporal Approach to the Current Account“; in Gene M. Grossman und Kenneth Rogoff, *Handbook of International Economics*, Vol. III, Amsterdam, Elsevier, Kapitel 34, S. 1731 - 1799.
- Obstfeld, Maurice / Stockman, Alan C.* (1985), „Exchange Rate Dynamics“; in Ronald W. Jones und Peter B. Kenen, *Handbook of International Economics*, Vol. II, Amsterdam, North Holland, Kapitel 18, S. 917 - 977.
- Orosel, Gerhard O.* (1996) „Informational efficiency and welfare in the stock market“, *European Economic Review* 40, S. 1379 - 1411.
- Osler, C. L.* (1995), „Exchange rate dynamics and speculator horizons“, *Journal of International Money and Finance* 14, S. 695 - 719.
- Papazoglou, Christos / Turnovsky, Stephen J.* (1994), „External markets, exchange rate dynamics and the impact of monetary disturbances“, *Journal of International Money and Finance* 13, S. 499 - 515.

- Papell, David H.* (1997), „Cointegration and Exchange Rate Dynamics“, *Journal of International Money and Finance* 16, S. 445 - 460.
- Peruga, Rodrigo* (1996), „Learning and the Exchange Rate: Exchange Rate Responses to Money Announcements in the Early 1980s“, *Journal of International Money and Finance* 15, S. 167 - 190.
- Popper, Helen* (1993), „Long-term covered interest parity: evidence from currency swaps“, *Journal of International Money and Finance* 12, S. 439 - 448.
- Robinson, Joan* (1952), *The Rate of Interest. And Other Essays*, London, Macmillan.
- Roberts, Mark A.* (1995), „Imperfect information: Some implications for modelling the exchange rate“, *Journal of International Economics* 38, S. 375 - 383.
- Rogoff, Kenneth* (1996), „The Purchasing Power Parity Puzzle“, *Journal of Economic Literature* XXXIV, S. 647 - 668.
- Romer, David* (1993), „Rational Asset-Price Movements Without News“, *American Economic Review* 83, S. 1112 - 1130.
- Romer, Paul M.* (1986), „Increasing Returns and Long-run Growth“, *Journal of Political Economy* 94, S. 1002 - 1037.
- (1990), „Endogenous Technological Change“, *Journal of Political Economy* 98, S. S71 - S102.
- Rose, Andrew K.* (1996), „Explaining Exchange Rate Volatility: An Empirical Analysis of the ‚Holy Trinity‘ of Monetary Independence, Fixed Exchange Rates, and Capital Mobility“, *Journal of International Money and Finance* 15, S. 925 - 945.
- Sargent, Thomas J./Wallace, N.* (1981), „Some Unpleasant Monetarist Arithmetic“, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis 1985 (Nachdruck aus 1981), S. 38 - 44.
- Schulmeister, Stephan* (1989), „Spekulationstechniken im Devisenhandel und Dollarkurschwankungen“, *Monatsberichte des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung* Heft 3/1989, S. 145 - 154.
- Serven, Luis* (1995), „Capital goods imports, the real exchange rate and the current account“, *Journal of International Economics* 39, S. 79 - 101.
- Sinn, Hans-Werner* (1985), „Why Taxes Matter: Reagan’s Accelerated Cost Recovery System and the U.S. Trade Deficit“, *Economic Policy* 1, S. 240 - 250.
- (1987), *Capital Income Taxation and Resource Allocation*, Amsterdam, North Holland.
- Streissler, Erich* (1980), „Models of Investment – Dependent Economic Growth Revisited“, in: R. C. O. Matthews (Hrsg.), *Economic Growth and Resources*, Vol. 2 (Fifth World Congress of the IEA), London, Basingstoke, S. 38 - 69.
- Sutherland, Alan* (1995), „State- and time-contingent switches of exchange rate regime“, *Journal of International Economics* 38, S. 361 - 374.
- Taylor, Mark P* (1995), „The Economics of Exchange Rates“, *Journal of Economic Literature* XXXIII, S. 13 - 47.
- Taylor, Mark P./Fraser, Patricia* (1991), „Some ‚News‘ on Covered Interest Arbitrage“, in: *Money and Financial Markets*, M. P. Taylor (Hrsg.), Oxford, Blackwell, Kapitel 9, S. 207 - 223.

- Tesar, Linda L. / Werner, Ingrid M. (1995), „Home bias and high turnover“, Journal of International Money and Finance 14, S. 467 - 492.*
- Woodford, Michael, „Control of the Public Debt: A Requirement of Price Stability“, IEA Symposium The Monetary Consequences of the Debt Burden, G. Calvo & M. King (Hrsg.), im Druck.*
- Wu, Yangru (1995), „Are there rational bubbles in foreign exchange markets? – Evidence from an alternative test“, Journal of International Money and Finance 14, S. 27 - 46.*
- Ziobrowski, Brigitte J. / Ziobrowski, Alan J. (1995), „Exchange rate risk and internationally diversified portfolios“, Journal of International Money and Finance 14, S. 65 - 81.*

# Ursachen spekulativer Attacken: Eine empirische Analyse\*

Von *Axel A. Weber*, Bonn

## A. Einleitung

*Obstfeld* (1996) und *Eichengreen, Rose* und *Wyplosz* (1994, 1995, 1996) betonen, daß zwei Generationen von Modellen zur Erklärung von Währungskrisen in der Literatur koexistieren: Modelle der ersten Generation basieren auf den theoretischen Arbeiten von *Krugman* (1979), *Flood* und *Garber* (1984a) und *Obstfeld* (1984), und diese Modelle wurden in verschiedene Richtungen verallgemeinert durch *Willman* (1988), *Wyplosz* (1989) und *Gros* (1992), um nur einige Autoren zu nennen. Währungskrisenmodelle der zweiten Generation haben ihre Ursprünge in den Arbeiten von *Flood und Garber* (1984b) und *Obstfeld* (1986), mit neueren Erweiterungen in *Claessens* (1991), *Dellas* und *Stockman* (1992), *Ozkan* und *Sutherland* (1994), *Obstfeld* (1994, 1996), *Bensaid* und *Jeanne* (1994), *Jeanne* (1994) sowie *Flood* und *Marion* (1996), um wiederum nur einige zentrale Arbeiten zu nennen. Modelle der ersten Generation sagen vorher, daß es enge Beziehungen zwischen spekulativen Attacken und adversen Bewegungen in den fundamentalen Bestimmungsgründen von Wechselkursen gibt. Zu diesen adversen Entwicklungen der Fundamentaldaten werden häufig unterschiedliche Zinsbewegungen, steigende Preis- und Lohndifferenziale, zunehmende reale Wachstumsdifferenziale, entgegengesetzte Entwicklungen von Staatsdefiziten und -schulden, divergente Handels- und Leistungsbilanzentwicklungen, etc., gerechnet. Solche divergierende Fundamentaldaten werden von Finanzmärkten als inkompatibel mit einer gegebenen Wechselkursparität angesehen; sie gelten daher als Indiz für eine mangelnde Glaubwürdigkeit des Wechselkurszieles der Geld- und Währungspolitik und werden als Frühindikatoren einer bevorstehenden Neufestsetzung der Wechselkurse interpretiert. Angesichts dieser Markterwartungen hängt die Fähigkeit der Zentral-

---

\* Diese Arbeit ist Teil eines CEPR Forschungsprogrammes zu *Macroeconomics, Politics and Growth in Europe* (Grant No. ERBCHRXCT930234). Die finanzielle Unterstützung der Kommission der Europäischen Gemeinschaften unter ihrem „Human Capital und Mobility Programme“ wird dankend anerkannt. Ich danke den Konferenzteilnehmern bei der „Tagung des geldtheoretischen Ausschusses des Vereins für Socialpolitik“ in Frankfurt im Februar 1997 und der „Société Universitaire Européenne de Recherches Financières“ in Budapest im Mai 1997 für hilfreiche Anregungen und Diskussionen.

bank zur Hinauszögerung einer Wechselkursneubewertung typischerweise primär von der Höhe des Bestandes an internationalen Währungsreserven ab, und in den meisten Modellen erfolgt eine spekulative Attacke, sobald diese Währungsreserven unter einen kritischen Bestand fallen. Dies hat weitreichende wirtschaftspolitische Konsequenzen: in Währungskrisenmodellen der ersten Generation kann nur eine internationale Politikkoordinierung solche Fundamentalungleichgewichte und somit spekulative Attacken verhindern. In den Modellen der zweiten Generation ist dies ein ungeeignetes Rezept zur Vermeidung von Währungskrisen, denn in diesen Modellen können selbstpropagierende und selbsterfüllende Attacken vollkommen unmotiviert auftreten, selbst wenn die Fundamentaldaten mit einer infiniten Aufrechterhaltung der gegebenen Parität vereinbar sind. In diesem Fall könnte die häufig diskutierte Tobin-Steuer auf internationale Währungsstransaktionen das Ausmaß der spekulativen Attacke eindämmen. Dies gilt auch zur Vermeidung von den in der jüngeren Literatur häufig diskutierten Kontaminationseffekten, bei denen die Attacke auf eine Währung Spillover-Effekte auf andere Währungen hat und somit ‚ansteckend‘ wirkt. Zur genauen Modellierung der Kontaminationskanäle sei hier auf die Arbeiten von *Smeets* und *Gerlach* (1994), *Buiter*, *Corsetti* und *Pesenti* (1995, 1996) oder *Eichengreen*, *Rose* und *Wyplosz* (1996) verwiesen.

Die obigen alternativen Sichtweisen der Ursachen spekulativer Attacken drängen die Frage auf, welches empirisch das relevantere Modell ist. Die Antwort auf diese Frage hängt einzig und allein davon ab, ob *empirisch* Währungskrisen durch divergente Entwicklungen in den fundamentalen Bestimmungsgründen von Wechselkursen erklärt werden können oder nicht. Ist dies nicht der Fall, so muß diese Attacke als eine rein spekulative Währungskrise eingestuft werden. Mittlerweile liegen erste empirische Fallstudien zu dieser Frage vor: *Eichengreen*, *Rose* und *Wyplosz* (1994, 1995, 1996) und *Kaminsky* (1996) zeigen, daß häufig fundamentale makroökonomische Ungleichgewichte als Frühindikatoren einer Währungskrise vorausseilen. Sie demonstrieren dies anhand von Ereignisstudien, indem sie für eine Vielzahl von Währungen die Perioden spekulativer und nicht-spekulativer Wechselkursveränderungen voneinander trennen und die Unterschiede zwischen den Teilperioden statistisch analysieren. In *Weber* (1995) wird darauf hingewiesen, daß diese Vorgehensweise nicht unproblematisch ist: zur Unterteilung des Beobachtungszeitraumes ziehen die Autoren gewisse Fundamentaldaten (starke Veränderungen von Währungsreserven, hohe nominelle Zinsdifferenziale und ungewöhnlich große Wechselkursveränderungen) heran, und dadurch entsteht eine Verzerrung der Ergebnisse zugunsten fundamentaler Erklärungsfaktoren von Währungskrisen. Im Gegensatz zu solchen Ereignisstudien demonstrieren *Jeanne* (1995) und *Jeanne* und *Masson* (1996) in einem Bayesianischen Ansatz, daß die Krise des Französischen Franc in den Jahren 1992 - 93 stark selbsterfüllende Züge trug. *Flood* und *Marion* (1996) versuchen ebenfalls, zwischen fundamentalen und spekulativen Ursachen der Währungskrisen des Mexikanischen Pesos in den Jahren 1992 - 94 zu unterscheiden, bedienen sich dabei jedoch lediglich einer rein deskriptiven Datenanalyse. Zusammenfassend läßt sich somit sagen, daß in der Literatur bisher keine

eindeutigen empirischen Erkenntnisse zu den Ursachen spekulativer Attacken vorliegen.

Der vorliegende Artikel versucht, diese Lücke zu schließen und die Ursachen von Währungskrisen zu quantifizieren. Hierbei wird ein neuer empirischer Ansatz auf der Basis einer strukturellen Vektorautoregression (SVAR) zur Identifikation der Ursachen von Wechselkursbewegungen verwendet. Strukturelle VAR Modelle basieren grundsätzlich auf einer zweistufigen Vorgehensweise, wobei zunächst die theoretische Identifikation und anschließend die empirische Quantifizierung der Ursachen von Währungskrisen erfolgt. Im ersten Schritt wird ein theoretisches Makromodell entwickelt, in welchem die Interaktion zwischen nominellen Wechselkursen und anderen zentralen makroökonomischen Variablen modelliert wird. Dabei wird insbesondere auf die monetären und realen fundamentalen Bestimmungsgründe von Wechselkursen abgestellt: auf der realen Seite werden die Wechselkurseffekte der divergenten Entwicklungen von Realzinssätzen, Beschäftigung und Output berücksichtigt<sup>1</sup>, während auf der monetären Seite neben den Nominalzinsdifferenzialen die unterschiedlichen Entwicklungen von Preisen und nominellen Geldmengen eine wichtige Rolle für die Wechselkursbestimmung spielen. Die gemeinsame Entwicklung dieser Variablen wird durch fünf Fundamentalschocks erklärt: neben relativen Arbeitsangebotsschocks sowie Produktivitätsschocks werden asymmetrische Güternachfrageschocks, Geldnachfrageschocks und Geldangebotschocks im Modell berücksichtigt. Zusätzlich zu diesen Fundamentalschocks wird auch ein rein spekulativer Schock inkorporiert, der als zeitvariable Risikoprämie modelliert ist. Wir leiten die reduzierten Formen des Modells bei rationalen Erwartungen sowohl unter vollkommen flexiblen Preisen (langfristige Lösung) als auch bei unvollkommener Preisflexibilität (kurzfristige Lösung) ab. Basierend auf den langfristigen Implikationen des Modells werden dann die Effekte der verschiedenen Schocks auf die nominellen Wechselkurse identifiziert und der Versuch unternommen, den relativen Beitrag der einzelnen Störungen zur zeitlichen Entwicklung der Wechselkurse empirisch zu quantifizieren.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Abschnitt B. erörtert das theoretische Modell und leitet die reduzierten Formen unter langfristig flexiblen und kurzfristig rigiden Preisen her. Der empirische Ansatz zur Identifikation der strukturellen Schocks wird in Abschnitt C. beschrieben. Abschnitt D. präsentiert die empirischen Schätzergebnisse. Im abschließenden Abschnitt E. wird ein Resümee gezogen.

---

<sup>1</sup> *Drazen und Masson (1994) und Masson (1995)* zeigen, daß eine divergente Beschäftigungssituation im Falle der typischen Barro-Gordon Politikpräferenzen wichtige Konsequenzen für die optimale Wahl der relativen Inflationsrate haben kann. Sie kann eine Währungskrise auslösen, falls die realen Kosten der Aufrechterhaltung der Parität (Niedriginflationspolitik) höher sind als die realen Kosten einer überraschenden Abwertung (Überraschungsinflation). Da die Marktteilnehmer die Politikpräferenzen kennen, geht in Modellen der ersten Generation einer Währungskrise mit hohen Abwertungserwartungen typischerweise eine Periode stark asymmetrischer realer Fundamentalungleichgewichte (divergente Beschäftigungs- oder Outputbewegungen) voraus.



## B. Ein einfaches Modell der Wechselkursbestimmung

Das folgende einfache Modell der Wechselkursbestimmung ist eine erweiterte Version des stochastischen Zweiländermodells einer offenen Volkswirtschaft mit rationalen Erwartungen, wie es von *Obstfeld* (1985) entwickelt und von *Clarida und Galí* (1995) in einem ähnlichen Kontext verwendet wurde. Das hier präsentierte stilisierte Modell verwendet ebenfalls Elemente der Arbeiten von *Dornbusch* (1976), *Branson* (1979), *Flood* (1981), *Mussa* (1982), *Buiter* und *Miller* (1983), *McCallum* (1988), *Shapiro* und *Watson* (1988), *Canzoneri* und *Henderson* (1991) und *Galí* (1992). Sowohl die langfristigen als auch kurzfristigen Eigenschaften der Lösung des Modells werden im Detail diskutiert um zu zeigen, daß dieses Modell die meisten Standardeigenschaften des Mundell-Fleming-Dornbusch Modells bei kurzfristig rigiden Preisen mit den langfristigen Neutralitätseigenschaften neoklassischer Modelle bei vollkommener Preisflexibilität verbindet. Entsprechend der üblichen Notation werden alle Variablen mit Ausnahme der Zinssätze in Logarithmen ausgedrückt und repräsentieren die Relation des heimischen zum ausländischen Niveau der Variablen. Zum Beispiel bezeichnet  $y_t^h - y_t^f$  den Logarithmus der Outputrelation des Inlandes ( $y_t^h$ ) zum Ausland ( $y_t^f$ ).

Der Gütermarkt wird gekennzeichnet durch eine Standard-Güternachfragefunktion, welche den realen Wechselkurs ( $q_t = s_t - p_t$ ), das reale Zinsdifferential ( $i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)$ ) und die Reallohnrelation ( $w_t - p_t$ ) als Argumente beinhaltet:

$$(1) \quad y_t^d = \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) + \phi(w_t - p_t) + d_t,$$

wobei  $E_t$  der Erwartungsoperator,  $s_t$  der nominelle Wechselkurs,  $p_t$  die Preisrelation,  $w_t$  die Nominallohnrelation und  $i_t$  das nominelle Zinsdifferential ist. Der Term  $d_t$  bezeichnet den relativen Güternachfrageschock. Im Gegensatz zu *Clarida und Galí* (1995) berücksichtigen wir lediglich die permanente Komponente ( $\varepsilon_t^\delta$ ) des relativen Nachfrageschocks in Periode  $t$ , wobei wir folgenden stochastischen Prozeß unterstellen:

$$(2) \quad d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta$$

mit  $\varepsilon_t^\delta$  als unabhängig normalverteilter Zufallsgröße mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz.

Die Angebotsseite des einfachen Zweiländer-Makromodells folgt der Vorgehensweise von *Shapiro* und *Watson* (1988) und unterstellt, daß Firmen langfristig mit einer Cobb-Douglas Technologie produzieren:

$$(3) \quad y_t^s = A_t + \alpha l_t + (1 + \alpha)k_t,$$

wobei  $k_t$  die Kapitalbestandsrelation,  $l_t$  die Beschäftigungsrelation und  $A_t$  den relative Stand der Technologie beschreibt. Wir wollen den Kapitalbestand nicht explizit in unserem Modell berücksichtigen und treffen daher wie *Shapiro* und *Watson* (1988) die Annahme, daß die langfristige Kapital-Output-Relation konstant ist:

$$(4) \quad k_t = y_t + \kappa ,$$

und durch den Wert  $\kappa$  gegeben sei. Durch Substitution von (4) in (3) und Umformung erhalten wir die langfristige Outputrelation als:

$$(5) \quad y_t^s = \frac{(1 - \alpha)\kappa}{\alpha} + \frac{1}{\alpha}A_t + l_t ,$$

wobei die Konstante  $((1 - \alpha)\kappa/\alpha)$  im folgenden nicht weiter berücksichtigt wird. Um die Dynamik der Technologie  $A_t$  zu erfassen führen wir einen stochastischen Prozeß ein, welcher die Effekte von permanenten technologischen Innovationen ( $\varepsilon_t^z$ ) abbilden soll:

$$(6) \quad A_t = A_{t-1} + \varepsilon_t^z ,$$

wobei die Technologieschocks ( $\varepsilon_t^z$ ) eine unabhängig normalverteilte Zufallsgröße mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz sind.

Die relative Arbeitsnachfrage hängt von den relativen Faktorkosten der Arbeit ab und ist eine negative Funktion der Reallohnrelation:

$$(7) \quad l_t^d = -\beta(w_t - p_t) .$$

Das relative Arbeitsangebot dagegen ist eine positive Funktion des realen Zinsdifferentials und der Reallohnrelation:

$$(8) \quad l_t^s = \varphi(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) + \gamma(w_t - p_t) + \omega_t ,$$

wobei  $\omega_t$  die stochastische Komponente des Arbeitsangebotes darstellt. Von primärem Interesse für die langfristige Entwicklung der Wechselkurse sind hier nicht die transitorischen Fluktuationen des Arbeitsangebotes, sondern seine persistente Entwicklung, beispielsweise in Folge der Reduktion der Lebensarbeitszeit oder des Einstieges in die 35-Stunden-Woche. Um diese Entwicklungen zu erfassen werden permanente relative Arbeitsangebotsschocks ( $\varepsilon_t^\omega$ ) eingeführt:

$$(9) \quad \omega_t = \omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega ,$$

die als unabhängig normalverteilte Zufallsgröße mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz angenommen werden.

Um nominelle Rigiditäten in das Modell einzubauen verwenden wir eine Variante der Preissetzungsgleichung von *Flood* (1981), *Mussa* (1982) sowie *Clarida* und Galí (1995):

$$(10) \quad p_t = (1 - \theta)E_{t-1}p_t^e + \theta p_t^e,$$

der zufolge der Preis in Periode  $t$  ein gewogener Durchschnitt des in Periode  $t - 1$  für Periode  $t$  erwarteten Markträumungspreises,  $E_{t-1}p_t^e$ , und des Preises ist, welcher tatsächlich in Periode  $t$  den Markt räumen würde. Falls  $\theta = 1$  gilt, sind die Preise vollkommen flexibel und der Output ist angebotsdeterminiert. Falls hingegen  $\theta = 0$  gilt, so sind die Preise fix und werden in der Vorperiode festgelegt.

Die Geldmärkte in dem einfachen Zweiländermodell werden durch eine übliche relative Realkassennachfragefunktion dargestellt, welche das relative Realeinkommen ( $y_t$ ) und das nominelle Zinsdifferential ( $i_t$ ) als Argumente beinhaltet. Konkret postulieren wir folgende Beziehung zwischen der inversen relativen Einkommensumlaufgeschwindigkeit des Geldes und dem nominellen Zinsdifferential:

$$(11) \quad m_t^d - p_t - y_t = -\lambda i_t + (\varepsilon_t^m - d_t),$$

mit  $\varepsilon_t^m - d_t$  als inverser Umlaufgeschwindigkeitsschock, der sich aus zwei Teilkomponenten zusammensetzt: einem relativen Güternachfrageschock  $d_t$  und einem relativen Geldnachfrageschock  $\varepsilon_t^m$ , die beide unabhängig normalverteilte Zufallsgrößen mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz sind.

Das nominelle Zinsdifferential wird neben der ungedeckten Zinsparitätenbedingung auch durch eine zeitvariable Risikoprämie  $\psi_t$  beeinflusst:

$$(12) \quad i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) + \psi_t,$$

Solche Risikoprämien spiegeln die Tatsache wider, daß inländische und ausländische Wertpapiere keine perfekten Substitute sind und die inländischen Wirtschaftssubjekte für das Halten der riskanteren ausländischen Vermögenstitel durch eine Risikoprämie kompensiert werden müssen. Wir unterstellen hier, daß diese Risikoprämien einen stochastischen Prozeß darstellen, welcher primär durch spekulative Schocks  $\varepsilon_t^\psi$  getrieben wird:

$$(13) \quad \psi_t = \psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi,$$

wobei  $\varepsilon_t^\psi$  eine unabhängig normalverteilte Zufallsgröße mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz ist. Wir sehen diese spekulative Kompo-

nente der Risikoprämie als Hauptursache einer möglichen Nichtstationarität der nominellen Zinsdifferentiale an.<sup>2,3</sup>

Durch Einsetzen von (12) in (11) und unter Verwendung der Definition des realen Wechselkurses resultiert folgende Bestimmungsgleichung für den nominellen Wechselkurs:

$$s_t = \underbrace{m_t + q_t - y_t + (\varepsilon_t^m - d_t)}_{\text{fundamentale Komponente}} + \lambda \underbrace{[E_t(s_{t+1} - s_t) + \psi_t]}_{\text{vorausschauende Komponente}}$$

Diese Gleichung stellt das Kernstück der meisten Modelle zu Währungskrisen dar, da nur durch die vorausschauende Komponente die Abwertungserwartungen der Marktteilnehmer und die selbsterfüllenden spekulativen Blasen den heutigen laufenden Wechselkurs beeinflussen können.

Wir schließen die Beschreibung des Modells mit der Spezifikation des relativen Geldangebots ab, wobei wir hier auf zwei wichtige Aspekte der Geldpolitik in offenen Volkswirtschaften eingehen wollen: einerseits unterstellen wir, daß die geldpolitischen Instanzen eine konstante Geldmengenwachstumsrate anstreben, deren deterministische Komponente wir vereinfachend in beiden Ländern gleichsetzen. Aufgrund unvollkommener Geldmengenkontrolle ergibt sich dann die reine Geldmengenregel als einfacher stochastischer Trend ( $m_t^s = m_{t-1} + \varepsilon_t^\mu$ ). Andererseits erfolgt in offenen Volkswirtschaften die Implementierung der Geldpolitik in der Regel unter einer Wechselkursrestriktion, etwa durch die Festsetzung von Bandbreiten. Typischerweise versuchen Zentralbanken in einem solchen Bandbreitensystem die unerwarteten und ungewollten Wechselkursbewegungen durch entsprechende konterkarierende Geldpolitik zu stabilisieren, in der Regel durch sterilisierte oder nicht-sterilisierte Interventionen, wobei letzteres Konsequenzen für das relative Geldangebot hat.

Zur Modellierung der Wechselkursorientierung der Zentralbank ergänzen wir die reine Geldmengenregel um eine konterkarierende Feedback-Regel ( $g^s(s_t - E_{t-1}s_t)$ ), welche den Grad der Wechselkursorientierung der Zentralbank widerspiegelt:

<sup>2</sup> Für nominelle Zinsdifferentiale wird häufig eine solche Nichtstationarität empirisch festgestellt. Siehe *Rose* und *Svensson* (1994) für weitere Referenzen zu diesem stilisierten Fakt in Ländern des Europäischen Währungssystems. Diese beiden Autoren zeigen auch, daß unter adjustierbaren Wechselkursbändern erwartete Wechselkursabwertungen den überwiegenden Teil der Nominalzinsdifferentiale ausmachen. Wir identifizieren diese erwarteten Abwertungen als spekulative Komponente der Zinsdifferentiale, während in unserem Modell die stationäre stochastische Komponente der Zinsdifferentiale relative Geldnachfrageschocks widerspiegelt, wie weiter unten gezeigt wird.

<sup>3</sup> Unsere Identifikationsstrategie wäre auch gültig, falls wir die spekulativen Schocks als stationäre stochastische Prozesse oder als stochastische Prozesse mit Mittelwertrevision modellieren würden. In diesem Fall würden lediglich die analytischen Lösungen für die reduzierten Formen etwas komplizierter aussehen.

$$(14) \quad \begin{aligned} m_t^s &= m_{t-1} + \varepsilon_t^\mu - g^s(s_t - E_{t-1}s_t) \\ &= m_{t-1} + \varepsilon_t^\mu - g_\omega^s \varepsilon_t^\omega - g_z^s \varepsilon_t^z - g_\delta^s \varepsilon_t^\delta - g_\mu^s \varepsilon_t^\mu - g_m^s \varepsilon_t^m - g_\psi^s \varepsilon_t^\psi . \end{aligned}$$

Der relative Geldangebotsschock  $\varepsilon_t^\mu$  ist wiederum unabhängig normalverteilt mit Erwartungswert von Null und konstanter endlicher Varianz. Bemerkenswert ist dabei, daß die Einführung dieser Feedback-Regel zur Stabilisierung kontemporärer Schocks lediglich die Effekte der Schocks in den reduzierten Formen des Preisniveaus und des nominellen Wechselkurses beeinflusst. So könnte die Zentralbank durch eine optimale Wahl der Feedback-Koeffizienten ( $g$ ) versuchen, die Effekte eines bestimmten Schocks, beispielsweise des spekulativen Schocks, auf den nominellen Wechselkurs zu eliminieren. Diese würde bestimmte Symmetriestriktionen für die Effekte dieser Schocks auf die realen Wechselkurse und die relativen Preise implizieren.<sup>4</sup> Die Tests solcher überidentifizierender Restriktionen sind jedoch nicht Gegenstand dieser Arbeit. Wir wollen hier vielmehr die relativen Beiträge der verschiedenen fundamentalen und spekulativen Schocks zur zeitlichen Evolution der nominellen Wechselkurse ohne geldpolitische Identifikationsrestriktionen frei schätzen und überprüfen, welche Schocks als primäre Ursache von Währungskrisen ausgewiesen werden. Zur Verkürzung der Notation unterstellen wir daher in der folgenden Analyse, daß alle  $g$ -Koeffizienten gleich null sind, bzw. solche Werte annehmen, bei denen die Effekte der jeweiligen Schocks auf den nominellen Wechselkurs und das Preisniveau nicht vollkommen eliminiert werden. Bei der Diskussion der reduzierten Formen werden wir diesen Punkt der optimalen Politikreaktion auf Störungen erneut kurz aufgreifen.

## I. Die Lösung des Modells bei vollkommen flexiblen Preisen

Zur Lösung des Modells leiten wir zunächst für den Fall vollkommen flexibler Preise die reduzierte Form für das Realzinsdifferential bei rationalen Erwartungen ab. Man kann zeigen, daß sich das reale Zinsdifferential,  $r_t^e$ , in diesem Fall zusammensetzt aus der Risikoprämie,  $\psi_t$ , und der transitorischen Komponente der realen Wechselkursveränderungen, die im vorliegenden Modell gleich Null ist:

$$(15) \quad r_t^e = \psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi .$$

Bei flexiblen Preisen kann die reduzierte Form für die relativen Beschäftigungsniveaus durch Einsetzen des gleichgewichtigen Reallohnes und Realzinssatzes in

---

<sup>4</sup> Das Ziel unseres Schätzansatzes ist es, eine Gerade-Identifikation aller Schocks unseres theoretischen Modells zu erreichen. Überidentifizierende Restriktionen wie die Elimination gewisser Schocks aus der Wechselkursgleichung in Folge von optimaler monetärer Stabilisierungspolitik sind jedoch auch testbar in diesem Ansatz. Für Details siehe *Gali* (1992).

Gleichung (7) abgeleitet werden. Indem man zusätzlich die Dynamik von  $\omega_t$  und  $\psi_t$  berücksichtigt, erhält man:

$$(16) \quad l_t^e = \frac{\beta\varphi}{\beta + \gamma} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \frac{\beta}{\beta + \gamma} (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega),$$

und die korrespondierende reduzierte Form für die relativen Outputniveaus ergibt sich durch Einsetzen von (6) und (16) in (5) als:

$$(17) \quad y_t^e = \frac{(A_{t-1} + \varepsilon_t^z)}{\alpha} + \frac{\beta\varphi}{\beta + \gamma} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \frac{\beta}{\beta + \gamma} (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega).$$

Bemerkenswert ist, daß die langfristige Lösung für die Beschäftigungs- und Outputrelationen unabhängig ist von aggregierten Nachfrageschocks und nominalen Schocks, wie etwa Geldangebots- oder Geldnachfrageschocks.

Durch Einsetzen des gleichgewichtigen Reallohnes und Realzinses und Berücksichtigung der Dynamiken von  $A_t$ ,  $d_t$ ,  $\psi_t$  und  $\omega_t$  läßt sich Gleichung (1) nach  $q_t^e$  auflösen. Durch Berechnung der konditionellen Erwartungswertprojektion folgt die reduzierte Form des realen Wechselkurses bei flexiblen Preisen als :

$$(18) \quad q_t^e = \frac{1}{\eta} \left( \frac{(A_{t-1} + \varepsilon_t^z)}{\alpha} - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \right) + \frac{(\beta + \gamma)\sigma + \varphi(\beta + \phi)}{(\beta + \gamma)\eta} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \frac{\sigma + \phi}{\eta(\beta + \gamma)} (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega).$$

Langfristig erfolgt eine Abwertung des realen Wechselkurses in Reaktion auf einen positiven relativen Technologieschock, einen relativen Arbeitsangebotschock oder eine Erhöhung der Risikoprämie, während sich wie im Modell von *Galí* und *Clarida* (1995) eine reale Aufwertung in Reaktion auf relative Nachfrageschocks einstellt.

Zur Herleitung der reduzierten Form des relativen Preisniveaus  $p_t^e$  bei rationalen Erwartungen und flexiblen Preisen wird Gleichung (11) nach  $p_t^e$  aufgelöst und unter Verwendung der Gleichungen (12) bis (14) folgt:

$$(19) \quad p_t^e = \left( (m_{t-1} + \varepsilon_t^\mu) - \frac{(A_{t-1} + \varepsilon_t^z)}{\alpha} + (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \right) + \frac{(\beta + \gamma)\lambda - \varphi\beta}{(\beta + \gamma)} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \frac{\beta}{\beta + \gamma} (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega) - \frac{1}{(1 + \lambda)} \varepsilon_t^m.$$

Alle sechs stochastischen Störungen beeinflussen das relative Preisniveau in dieser langfristigen Lösung. Das relative Preisniveau erhöht sich proportional in Reaktion auf Geldangebotschocks und sinkt in Reaktion auf Geldnachfrageschocks. Die relativen Preise sinken ebenfalls als Folge von relativen Angebotsstörungen

(Technologieschocks oder Arbeitsangebotsschocks), steigen jedoch in Reaktion auf relative Nachfrageschocks. Das Vorzeichen des Preisniveaueffektes einer Erhöhung der Risikoprämie ist ungewiß, wird jedoch unter bestimmten Bedingungen (z. B.  $\lambda > \varphi\beta/(\beta + \gamma)$ ) eindeutig positiv.

Durch Kombination der Gleichungen (16) und (17) ergibt sich die reduzierte Form des nominellen Wechselkurses als:

$$s_t^e = (m_{t-1} + \varepsilon_t^\mu) + \frac{(1 - \eta)}{\eta} \left[ \frac{(A_{t-1} + \varepsilon_t^z)}{\alpha} - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) \right] - \left( \frac{1}{(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^m \\ + \frac{(\beta + \gamma)(\sigma + \eta\lambda) + \varphi\phi + (1 - \eta)\varphi\beta}{(\beta + \gamma)\eta} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \left( \frac{\phi + (1 - \eta)\beta}{\eta(\beta + \gamma)} \right) (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega), .$$

Für das spätere Schätzen des Modells ist wichtig, daß dies keine zusätzliche reduzierte Form ist, sondern lediglich die Linearkombination der beiden obigen reduzierten Formen. Diese Gleichung enthält somit im Vergleich zu Gleichungen (16) und (17) keine zusätzlichen Informationen, welche für unsere Identifikationsstrategie von Nutzen sind. Jedoch offenbart diese Gleichung, daß relative Geldangebots- und Geldnachfrageschocks einen identischen Effekt auf die Preisniveaurelation und den nominellen Wechselkurs haben. Ebenfalls zeigt diese Gleichung, daß ohne weitere Bedingungen (z. B.  $1 - \eta > 0$ ) die nominellen Wechselkurseffekte von Produktivitätsschocks, Arbeitsangebotsschocks, aggregierten Nachfrageschocks und Änderungen der Risikoprämie ungewiß sind.

An dieser Stelle sollten wir erneut kurz auf die Geldangebotsgleichung (14) eingehen und unterstellen, daß die Geldpolitik einer Wechselkursrestriktion unterliegt, etwa in Form eines „Managed Float“. Die Verwendung der Feedback-Regel impliziert dann, daß die monetäre Instanz sowohl die nominellen Wechselkurse als auch die relativen Preisniveaus vollkommen von Geldangebotsschocks  $\varepsilon_t^\mu$  und Geldnachfrageschocks  $\varepsilon_t^m$  isolieren kann indem sie die Feedback-Koeffizienten  $g_m^s = -1/(1 - \lambda)$  und  $g_\mu^s = 1$  wählt. Jedoch kann sie bei asymmetrischen Arbeitsangebotsschocks  $\varepsilon_t^z$ , Produktivitätsschocks  $\varepsilon_t^z$ , Nachfrageschocks  $\varepsilon_t^\delta$  oder spekulativen Schocks  $\varepsilon_t^\psi$  nur entweder die Preisniveaurelation oder den Wechselkurs von diesen Schocks isolieren, niemals jedoch beides gleichzeitig. Der „Trade-off“ zwischen relativer Preisstabilität und nomineller Wechselkursstabilität hat wichtige Implikationen für die langfristige Aufrechterhaltbarkeit eines fixen Wechselkurssystemes bei stark asymmetrischen realen Schocks, denn die Isolierung des nominellen Wechselkurses von diesen Schocks geht einher mit realen Wechselkurseffekten, welche die kompetitive Situation des Landes beeinträchtigen. Falls die Politik zur Revision der kumulativen kompetitiven Effekte dieser realen Schocks eine Wechselkursneubewertung irgendwann in der Zukunft plant, so kann dies bei rationalen Erwartungen und effizienten Finanzmärkten zu destabilisierender Spekulation führen. In unserem Modell sollte dies in einem Anstieg der Risikoprämie zum Ausdruck kommen.



Die Lösung des Modells für das *ex ante* Nominalzinsdifferential läßt sich aus Gleichung (12) durch konditionelle Erwartungwertprojektion herleiten als:

$$i_t^e = \left( \frac{1}{(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^m + (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) .$$

Durch Einsetzen in die Geldnachfragegleichung (11) kann die langfristige Lösung für die Realkassenhaltung hergeleitet werden als:

$$(20) \quad m_t^e - p_t^e = \frac{(A_{t-1} + \varepsilon_t^z)}{\alpha} - (d_{t-1} + \varepsilon_t^\delta) + \left( \frac{1}{(1 + \lambda)} \right) \varepsilon_t^m - \frac{(\beta + \gamma) - \varphi\beta}{\beta + \gamma} (\psi_{t-1} + \varepsilon_t^\psi) + \frac{\beta}{(\beta + \gamma)} (\omega_{t-1} + \varepsilon_t^\omega)_t ,$$

wobei die Realkasse in Reaktion auf Geldnachfrageschocks ansteigt, während Geldangebotsschocks keine langfristigen Realkasseneffekte haben. Des weiteren steigt die Realkassenhaltung in Reaktion auf relative Technologieschocks und Arbeitsangebotsschocks an, während relative Nachfrageschocks die Realkassenhaltung reduzieren. Schließlich zeigt Gleichung (20), daß ohne weitere Bedingungen (z. B.  $1 - \eta > 0$ ) der Effekt eines Anstiegs der Risikoprämie auf die Realkassenhaltung ungewiß ist.

Die gemeinsame Dynamik der sechs zentralen Variablen unseres Modells in Reaktion auf die sechs Schocks läßt sich in der „langfristigen Lösung“ bei vollkommen flexiblen Preisen wie folgt zusammenfassen:

$$(21) \quad \begin{bmatrix} r_t \\ l_t \\ y_t \\ s_t - p_t \\ m_t - p_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} & 0 & 0 \\ \lambda_{51} & \lambda_{52} & \lambda_{53} & \lambda_{54} & \lambda_{55} & 0 \\ \lambda_{61} & \lambda_{62} & \lambda_{63} & \lambda_{64} & \lambda_{65} & \lambda_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^\omega \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^\delta \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\mu \end{bmatrix}$$

Die Matrix der „langfristigen“ Multiplikatoren ist eine untere Dreiecksmatrix: nur das relative Preisniveau und damit der nominelle Wechselkurs werden durch alle sechs Schocks beeinflusst, während die relativen Beschäftigungs- und Outputniveaus langfristig nur auf Angebotsschocks (Technologieschocks und Arbeitsangebotsschocks) und Änderungen der Risikoprämie reagieren, nicht jedoch auf relative Nachfrageschocks und monetäre Schocks (Geldnachfrage- und Geldangebotsschocks). Diese asymmetrischen monetären Schocks beeinflussen nur nominelle Variablen, wie etwa die relativen Nominalgeldmengen, das Nominalzinsdifferential oder den nominellen Wechselkurs. Monetäre Schocks haben ferner identische langfristige Effekte auf den nominellen Wechselkurs und die Preisrelation, wo-

durch der reale Wechselkurs unabhängig von monetären Schocks ist. Dies gilt nicht für relative Nachfrageschocks, welche für ein gegebenes Güter- und Arbeitsangebot langfristig in einer realen Abwertung resultieren. Schließlich beeinflussen spekulative Veränderungen der realen Risikoprämie alle Variablen unseres Modells: sie reduzieren die Diversifikationsmöglichkeiten auf inländischen Finanzmärkten, und dies beeinflusst die Fähigkeit von Wirtschaftssubjekten zur intertemporalen Konsum- und Arbeitssubstitution in negativer Weise.

Zwei Eigenschaften der Modelllösung sind von besonderem Interesse: die Endogenisierung der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität ( $y_t/l_t$ ) versetzt uns in die Lage, die empirische Relevanz der Hypothese von *Balassa* (1964) und *Samuelson* (1964) zu beurteilen, wonach Produktivitätsdifferenziale die Hauptursache persistenter realer Wechselkursbewegungen sind.<sup>5</sup> Bei Abwesenheit von Risikoprämien ist die durchschnittliche Arbeitsproduktivität allein von relativen Technologieschocks abhängig, und diese Fundamentalschocks sollten nach der Balassa-Samuelson-Hypothese die Entwicklung des realen Wechselkurses dominieren. Eine zweite interessante Modellaussage betrifft die enge Beziehung zwischen realen Zinsdifferenzialen und realen Wechselkursen. In der langfristigen Lösung spiegelt das *ex ante* reale Zinsdifferential neben der spekulativen Komponente die transitorische Komponente des realen Wechselkurses wider, welche in unserem Modell Null ist. Empirisch sind reale Wechselkurse sehr häufig durch nichtstationäre Prozesse gekennzeichnet (*Campbell* und *Clarida* (1987), *Meese* und *Rogoff* (1988), *Clarida* und *Galí* (1995)), was impliziert, daß ein Großteil der realen Wechselkursbewegungen durch permanente reale Störungen verursacht wird. Wir sehen in dieser empirischen Tatsache die Rechtfertigung unserer Wahl, auf die Modellierung transitorischer realer Störungen zu verzichten.

## II. Die Lösung des Modells bei kurzfristiger Preisrigidität

In der kurzen Frist werden wie im Mundell-Fleming-Dornbusch Modell die Output- und Beschäftigungsniveaus als nachfragedeterminiert angesehen. Durch Substitution von Gleichung (19) in die Preissetzungsgleichung (10) und Berücksichtigung der konditionalen Erwartungswertprojektion kann die Preisniveaurelation  $p_t$  abgeleitet werden als:

---

<sup>5</sup> *Samuelson* (1964) und *Balassa* (1964) setzen in einen Zweisektorenmodell mit handelbaren und nichthandelbaren Gütern persistente reale Wechselkursbewegungen in Beziehung zu sektoralen Produktivitätsveränderungen. Um die Beziehung zu unserem Ansatz zu verdeutlichen sei an dieser Stelle auf *Canzoneri, Cumby* und *Diba* (1996) verwiesen, die für eine große Klasse von Produktionsfunktionen (mit weniger restriktiven Eigenschaften als die hier verwendete Cobb-Douglas Funktion) zeigen, wie kompetitive Arbeitsmärkte sicherstellen, daß die durchschnittliche Arbeitsproduktivität ( $y/l$ ) verwendet werden kann, um die Relevanz der Balassa-Samuelson Hypothese zu beurteilen.

$$(22) \quad p_t = p_t^e - (1 - \theta) \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta + \gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta + \gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1 + \lambda)} \right\}.$$

Wie in der langfristigen Lösung bei vollkommener Preisflexibilität ist die Preisniveaurelation in der kurzfristigen Lösung eine Funktion aller sechs Schocks. Ein Geldangebotsschock oder ein Güternachfrageschock erhöht das relative Preisniveau kurzfristig, jedoch um weniger als den langfristigen Effekt. Das gleiche gilt unter der Bedingung  $\lambda > \varphi\beta/(\beta + \gamma)$  für die spekulativen Risikoprämieschocks. Dagegen sinkt das Preisniveau infolge von Geldnachfrageschocks sowie Güter- und Arbeitsangebotsschocks. Der Grad der Preisinflexibilität ist dabei mit  $(1 - \theta)$  indiziert.

Die Lösung für den realen Wechselkurs unter partieller Preisflexibilität erhält man, indem man Gleichungen (1) und (12) in (11) einsetzt und dann (22) verwendet:

$$(23) \quad q_t = q_t^e + \left[ \frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)(\beta + \gamma)}{(\sigma + \eta + \lambda)(\beta + \gamma) + \varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta + \gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta + \gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1 + \lambda)} \right\}.$$

Eine interessante Eigenschaft dieser Lösung ist, daß sowohl Geldnachfrage- als auch Geldangebotsschocks den realen Wechselkurs bei partieller Preisrigidität beeinflussen, während dies bei vollkommen flexiblen Preisen nicht der Fall ist. Des weiteren hatten in der langfristigen Lösung bei vollkommener Preisflexibilität monetäre Schocks einen identischen Effekt auf die Preisrelation und den nominellen Wechselkurs, während bei partieller Preisrigidität die reduzierte Form für den nominellen Wechselkurs:

$$s_t = s_t^e + \left[ \frac{(1 - \theta)[(1 - \sigma - \eta)(\beta + \gamma) - \varphi\phi]}{(\sigma + \eta + \lambda)(\beta + \gamma) + \varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta + \gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta + \gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1 + \lambda)} \right\},$$

den berühmten *Dornbusch* (1976) „Overshooting-Effekt“ in Reaktion auf Geldangebotsschocks ( $\varepsilon_t^\mu$ ) unter der Bedingung  $(1 - \sigma - \eta)(\beta + \gamma) - \varphi\phi > 0$  generiert. Diese Bedingung impliziert ebenfalls ein kurzfristiges Überschießen des Wechselkurses in Reaktion auf spekulative Risikoprämieschocks ( $\varepsilon_t^\psi$ ) und einen unterproportionalen kurzfristigen Effekt bei Geldnachfrageschocks ( $\varepsilon_t^m$ ), Güternachfrageschocks ( $\varepsilon_t^\delta$ ), Arbeitsangebotsschocks ( $\varepsilon_t^\omega$ ) und Produktivitätsschocks ( $\varepsilon_t^z$ ).

Unter Verwendung von Gleichung (23) und der IS-Gleichung (1) ergibt sich das nachfragedeterminierte Outputniveau bei partieller Preisanpassung als:

$$(24) \quad y_t = y_t^e + \left[ \frac{(1 - \theta)(1 + \lambda)[(\sigma + \eta)(\beta + \gamma) + \varphi\phi]}{(\sigma + \eta + \lambda)(\beta + \gamma) + \varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta + \gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta + \gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1 + \lambda)} \right\},$$

während unter Verwendung von Gleichung (22) und der Arbeitsnachfragegleichung (8) das nachfragedeterminierte Beschäftigungsniveau resultiert als:

$$(25) \quad l_t = l_t^e + \left[ \frac{(1-\theta)(1+\lambda)\beta\varphi}{(\sigma+\eta+\lambda)(\beta+\gamma)+\varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta+\gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta+\gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1+\lambda)} \right\}.$$

Sowohl die Outputrelation als auch die Beschäftigungsrelation sind nun Funktionen aller sechs Schocks und steigen in Reaktion auf Arbeitsangebotsschocks und Technologieschocks an. Relative Geldangebotsschocks und Güternachfrageschocks erhöhen den inländischen Output und die Beschäftigung im Vergleich zum Ausland kurzfristig, haben jedoch keine langfristigen Effekte. Dagegen wirken relative Geldnachfrageschocks kurzfristig rezessiv auf die Output- und Beschäftigungsrelation, haben jedoch ebenfalls keine langfristigen realen Wirkungen.

Unter Verwendung von Gleichungen (20) und (21) ergibt sich das nachfragedeterminierte Niveau des nominellen Zinsdifferentials als:

$$i_t = i_t^e - \left[ \frac{(1-\theta)(1-\sigma-\eta)(\beta+\gamma)-\varphi\phi}{(\sigma+\eta+\lambda)(\beta+\gamma)+\varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta+\gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta+\gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1+\lambda)} \right\},$$

was zusammen mit Gleichungen (12) und (22) die folgende kurzfristige Lösung für das Realzinsdifferential ergibt:

$$(26) \quad r_t = r_t^e + \left[ \frac{(1-\theta)(1+\lambda)(\beta+\gamma)}{(\sigma+\eta+\lambda)(\beta+\gamma)+\varphi\phi} \right] \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta+\gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta+\gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1+\lambda)} \right\}.$$

Während unter der zuvor diskutierten Bedingung  $(1-\sigma-\eta)(\beta+\gamma)-\varphi\phi > 0$  sowohl der nominelle Wechselkurs als auch das nominelle Zinsdifferential Dornbuschs „Overshooting-Effekt“ in Reaktion auf Geldangebotsschocks ( $\varepsilon_t^\mu$ ) und spekulative Schocks ( $\varepsilon_t^\psi$ ) zeigen, findet beim realen Wechselkurs und beim realen Zinsdifferential nur eine graduelle Anpassung an das langfristige Gleichgewicht statt. Somit erfährt unser Modell die Exzeß-Volatilität von Erträgen auf internationalen Finanzmärkten in Perioden spekulativer Attacken sehr gut. Das Modell zeigt außerdem, daß diese hohe Volatilität nicht notwendigerweise das Ergebnis großer transitorischer Schocks ist; im Gegenteil, sie kann gleichermaßen das Ergebnis einer Überreaktion von Finanzmärkten auf kleine, aber permanente Schocks sein.

Das kurzfristige nachfragedeterminierte Niveau der Realkassenhaltung ergibt sich durch Einsetzen obiger Zinsdifferentialgleichung in (11) bei gleichzeitiger Verwendung von Gleichung (24) als:

$$(27) \quad m_t - p_t = m_t^e - p_t^e + (1-\theta) \left\{ \varepsilon_t^\mu - \frac{\varepsilon_t^z}{\alpha} + \varepsilon_t^\delta + \frac{[(\beta+\gamma)\lambda - \varphi\beta]\varepsilon_t^\psi - \beta\varepsilon_t^\omega}{\beta+\gamma} - \frac{\varepsilon_t^m}{(1+\lambda)} \right\},$$

und ist wiederum eine Funktion aller sechs stochastischen Störungen. Wie alle reduzierten Formen für reale Größen zeigt auch die Realkasse kurzfristig eine graduelle Anpassung an ihr langfristiges Gleichgewichtsniveau.

Die kurzfristige dynamische Reaktion aller sechs zentralen Modellvariablen auf die sechs Schocks bei partieller Preisrigidität kann zusammengefaßt werden als:

$$(28) \quad \begin{bmatrix} r_t \\ l_t \\ y_t \\ s_t - p_t \\ m_t - p_t \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & \phi_{14} & \phi_{15} & \phi_{16} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} & \phi_{25} & \phi_{26} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} & \phi_{36} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} & \phi_{46} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} & \phi_{56} \\ \phi_{61} & \phi_{62} & \phi_{63} & \phi_{64} & \phi_{65} & \phi_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^\omega \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^\delta \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\mu \end{bmatrix}$$

Die Matrix der „kurzfristigen“ Multiplikatoren zeigt keine Neutralitätscharakteristika, und alle sechs Variablen werden gemeinsam von allen sechs Schocks beeinflusst. Um die Identifikation der Schocks in unserem Modell zu erreichen bedienen wir uns im folgenden der langfristigen Eigenschaften des Modells.

### III. Die Identifikation der strukturellen Schocks

Zur Verdeutlichung unserer Vorgehensweise bei der Identifikation der strukturellen Schocks verallgemeinern wir die reduzierte Form (28) zu:

$$(28) \quad \begin{bmatrix} r_t \\ l_t \\ y_t \\ s_t - p_t \\ m_t - p_t \\ p_t \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\psi \\ \varepsilon_t^\omega \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^\delta \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\mu \end{bmatrix},$$

wobei die Matrix der kurzfristigen Multiplikatoren durch das Matrixpolynom  $C(L)$  ersetzt wird, um einen gewissen Grad an Dynamik in der Reaktion der endogenen Variablen auf die exogenen Schocks zuzulassen. Die Elemente des Matrixpolynoms  $C(L)$  sind dabei durch die Lag-Polynome in den verschiedenen strukturellen Schocks gegeben. Unsere langfristigen Identifikationsrestriktionen können nun unter Verwendung der langfristigen Multiplikatoren, d. h. der Summation der Elemente in  $C(L)$ , ausgedrückt werden. Indem wir den Lag-Operator  $L$  gleich Eins setzen, ergeben sich die langfristigen, akkumulierten Effekte der Schocks auf die endogenen Variablen als:

$$(30) \quad C(l) = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{31} & \lambda_{32} & \lambda_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_{41} & \lambda_{42} & \lambda_{43} & \lambda_{44} & 0 & 0 \\ \lambda_{51} & \lambda_{52} & \lambda_{53} & \lambda_{54} & \lambda_{55} & 0 \\ \lambda_{61} & \lambda_{62} & \lambda_{63} & \lambda_{64} & \lambda_{65} & \lambda_{66} \end{bmatrix}.$$

In der folgenden empirischen Analyse werden wir ausschließlich diese langfristigen Identifikationsrestriktionen verwenden, welche sich aus der Lösung des theoretischen Modells bei vollkommener Preisflexibilität ergeben. Es sei an dieser Stelle besonders betont, daß keine dieser Restriktionen aus theoretischer Sicht besonders umstritten ist: wie *Shapiro* und *Watson* (1988) und *Blanchard* und *Quah* (1989) führen wir die Bedingung ein, daß (relative) aggregierte Nachfrageschocks, Geldnachfrageschocks oder Geldangebotsschocks keine langfristigen Output- oder Beschäftigungseffekte haben. In Anlehnung an *Shapiro* und *Watson* (1988) postulieren wir, daß Produktivitätsschocks keine langfristigen Beschäftigungseffekte auslösen. Ferner folgen wir *Clarida* und *Galí* (1995) und unterstellen, daß monetäre Schocks keine langfristigen realen Wechselkurseffekte haben. Schließlich nehmen wir noch an, daß Geldangebotsschocks langfristig einen proportionalen Effekt auf das Preisniveau haben und somit die Realkassenhaltung langfristig nicht beeinflussen.

Es ist ferner wichtig zu betonen, daß die hier verwandte Kombination von realen und monetären Variablen und Schocks besonders relevant zur Modellierung sowohl kurzfristiger Wechselkursschwankungen als auch langfristiger Wechselkurs-trends ist. In unserem Modell werden neben den neoklassischen langfristigen Effekten von Schocks bei vollkommener Preisflexibilität auch ihre entsprechenden kurzfristigen Effekte bei keynesianischen Preisrigiditäten analysiert. Dabei dient die separate Berücksichtigung von Beschäftigungs- und Outputeffekten der Beurteilung der empirischen Relevanz der Balassa-Samuelson Hypothese, die unterschiedliche Entwicklungen der Arbeitsproduktivität zweier Länder als Hauptbestimmungsgrund von realen Wechselkursbewegungen sieht. Die Modellierung des Geldmarktes erlaubt ferner die Beurteilung der empirischen Relevanz von *Dornbuschs* (1976) „Overshooting“ Phänomen. Schließlich kann die Berücksichtigung relativer Nachfrigestörungen (IS Schocks) in Verbindung mit Preisrigiditäten Hinweise auf die empirische Relevanz keynesianischer Modelle der kurzfristigen Wechselkursbestimmung (z. B. Mundell-Fleming) geben. Darüber hinaus spielt in der vorliegenden Arbeit insbesondere die Berücksichtigung zeitvariabler Risikoprämien eine zentrale Rolle zur Unterscheidung fundamentaler und spekulativer Ursachen von Wechselkursbewegungen. Im empirischen Teil der Arbeit wird dies für die Zeit nach dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems untersucht. Bevor wir diese empirischen Ergebnisse präsentieren, soll zunächst noch kurz auf die empirische Umsetzung der Modellhypothesen eingegangen und der ökonometrische Testansatz erläutert werden.

## C. Empirische Umsetzung der Modellhypothesen und Testansatz

### I. Die Methode der strukturellen Vektorautoregression

Der Testansatz der strukturellen Vektorautoregression (SVAR), welchen wir hier in Anlehnung an die Ausführungen in *Gali* (1992) formal darstellen, geht davon aus, daß  $\mathbf{x} = [x_1, x_2, x_3, \dots, x_k]$  ein Kovarianz-stationärer Vektor-Prozeß ist. Jedes Element in  $\mathbf{x}$  hat einen Erwartungswert von Null, bzw. wurde mittelwert- oder trendbereinigt. Ferner kann jedes Element des Vektors  $\mathbf{x}$  als eine Linearkombination von gegenwärtigen und vergangenen strukturellen Störungen  $\boldsymbol{\varepsilon} = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_k]$  ausgedrückt werden. Formal impliziert dies, daß  $\mathbf{x}$  eine Moving-Average-Repräsentation wie in Gleichung (29) hat und in Vektor-Notation durch:

$$(31) \quad \mathbf{x} = C(L)\boldsymbol{\varepsilon}$$

gegeben ist. Die Wold-Moving-Average Repräsentation dieses Prozesses ist:

$$(32) \quad \mathbf{x} = E(L)\boldsymbol{\eta},$$

wobei  $E(L) = [E_{ij}(L)]$ ,  $E(0) = I$ . Ferner muß  $E(L)$  invertierbar sein, und für den Vektor der Schocks in der reduzierten Form des Modells,  $\boldsymbol{\eta} = [\eta_1, \eta_2, \eta_3, \dots, \eta_k]$ , wird angenommen, daß er einen Erwartungswert von Null und eine Varianz-Kovarianz-Matrix  $\Omega$  hat. Die autoregressive Darstellung der reduzierten Form in den Schocks ergibt sich als:

$$(33) \quad B(L)\mathbf{x} = \boldsymbol{\eta},$$

mit  $B(L) = [B_{ij}(L)]$ ,  $B(L) = E(L)^{-1}$ , und  $B(0) = I$ , während die autoregressive Darstellung mit den strukturellen Schocks  $\boldsymbol{\varepsilon}$  sich schreiben läßt als:

$$(34) \quad A(L)\mathbf{x} = \boldsymbol{\varepsilon},$$

mit  $A(L) = [A_{ij}(L)]$ ,  $A(L) = C(L)^{-1}$  und  $A(0) = S^{-1}$ . Nun wird unterstellt, daß sich die Schocks der reduzierten Form,  $\boldsymbol{\eta}$  darstellen lassen als Linearkombination der strukturellen Schocks  $\boldsymbol{\varepsilon}$ :

$$(35) \quad \boldsymbol{\eta} = S\boldsymbol{\varepsilon}.$$

Gegeben Gleichungen (31) und (32) impliziert dies:



$$(36) \quad C(L) = E(L)S.$$

Die Kleinst-Quadrate-Schätzung von Gleichung (33) ergibt die Schätzkoeffizienten-Matrix  $B(L)$  und somit ihre Inverse,  $E(L) = B(L)^{-1}$ . Die Matrix  $C(L)$  kann nun eindeutig identifiziert werden, falls es gelingt, der Matrix  $S$  genügend Identifikationsrestriktionen aufzuerlegen.

## II. Strukturelle Vektorautoregression und Identifikationsrestriktionen

Wie kann man solche Identifikationsrestriktionen bestimmen? Zunächst ist es offensichtlich, die strukturellen Schocks als gegenseitig orthogonal anzunehmen, was bei entsprechender Normierung<sup>6</sup>  $E(\epsilon\epsilon') = I$  impliziert. Bei Verwendung dieser Orthogonalitätsbedingung zusammen mit Gleichung (35) folgt dann:

$$(37) \quad SS' = \Omega,$$

und diese Faktorisierung von  $\Omega$  impliziert  $k(k+1)/2$  nichtlineare Restriktionen für die Elemente der Matrix  $S$ , gegeben die OLS-Schätzer der Varianz-Kovarianzmatrix  $\Omega$  der Residuen der reduzierten Form. Somit müssen wir lediglich die verbleibenden  $k(k-1)/2$  Restriktionen für die Elemente der Matrix  $S$  aus theoretischen Überlegungen herleiten. Dazu verwenden wir die aus der langfristigen Lösung des theoretischen Modells resultierende Dreiecksstruktur der Matrix  $C(1)$  aus Gleichung (30). *Blanchard* und *Quah* (1989) waren die Ersten, die eine Identifikation von  $S$  mit langfristigen Restriktionen über die Summe der Lag-Polynome in  $C(1)$  vorschlugen. Aus Gleichung (36) ergibt sich  $C(1) = E(1)S$ , und somit können Null-Restriktionen für Elemente der Matrix der langfristigen Multiplikatoren  $C(1)$  verwendet werden, um bei gegebenen Schätzwerten für  $E(1)$  die verbleibenden Elemente der Matrix  $S$  zu identifizieren. Im Falle von *Blanchard* und *Quah* (1989) mit  $k = 2$  endogenen Variablen kann die Identifikation der Schocks dadurch erreicht werden, daß die  $2 \times 2$  Matrix  $C(1)$  als untere Dreiecksmatrix spezifiziert wird, wobei ökonomisch  $C_{12}(1) = 0$  die langfristige Output-Neutralität der Nachfrageschocks sicherstellt. Solche bivariate SVAR liegen auch den Arbeiten von *Bayoumi* und *Eichengreen* (1992a, 1992b) zugrunde. Anwendungen des SVAR Ansatzes auf die Analyse von Wechselkursen finden sich in *Clarida* und *Gali* (1995), *Méltitz* und *Weber* (1996), *Canzoneri*, *Vallés* und *Vinals* (1996) sowie *Weber* (1996, 1997), wobei hier höherdimensionale SVAR-Modelle verwendet werden.<sup>7</sup> In der folgenden Analyse wenden wir diesen Ansatz erstmals auf die Analyse

<sup>6</sup> Diese Normierung stellt sicher, daß die Größenordnung der Schocks jeweils in Einheiten einer Standardabweichung der korrespondierenden Variablen des Vektors  $\mathbf{x}$  gemessen werden können.

von Währungskrisen an, wobei wir ebenso wie die obigen Arbeiten die prinzipielle Dreiecksspezifikation der Matrix  $C(1)$  aus Gleichung (30) beibehalten.

## D. Empirische Ergebnisse

### I. Die Daten

In der ökonometrischen Analyse verwenden wir saisonbereinigte Monatsdaten für die Periode 1971.VIII bis 1994.XII. Die Wahl des Anfangszeitpunktes ist durch den Zusammenbruch des Bretton Woods Systems mit der Beendigung der Goldkonvertibilität des amerikanischen Dollars im August 1971 bedingt. Wegen der Verwendung von ersten Differenzen vieler Zeitreihen und der Berücksichtigung von vier Zeitverzögerungen in den VAR-Schätzungen ergibt sich daraus unser Untersuchungszeitraum als 1972.I bis 1994.XII mit insgesamt 276 Beobachtungspunkten.

Zur Veranschaulichung der Relevanz fundamentaler Faktoren für Wechselkursbewegungen sei auf Abbildungen 1 und 2 verwiesen. Abbildung 1 zeigt den nominalen bilateralen DM/\$ Wechselkurs im Vergleich zur normierten Relation der Konsumentenpreisindizes der USA und Deutschlands. Es ist offensichtlich, daß die Preisrelation eine weitaus geringere zeitliche Variation aufweist als der nominelle Wechselkurs und somit erhebliche reale Wechselkursbewegungen und Abweichungen von der Kaufkraftparität auftreten. Das gleiche Resultat ergibt sich aus den Abbildungen 2a bis 2d für die Dollar-Wechselkurse anderer europäischer Länder. Dies bestätigt die in der Literatur weitverbreitete Erkenntnis, daß die Kaufkraftparitätentheorie zumindest kurz- bis mittelfristig nicht gilt. Abweichungen von der Kaufkraftparität besitzen eine Halbwertszeit von 5 – 7 Jahren (*Rogoff* (1996)). Die Abbildungen 2e bis 2h zeigen jedoch, daß diese wichtigen stilisierten Fakten nur für den amerikanischen Dollar als Bezugswährung gelten, nicht jedoch für die innereuropäischen Wechselkurse, bei denen die Vorhersagen der Kaufkraftparitätentheorie eher zutreffen. Diese Unterschiede zwischen relativ flexiblen und administrierten Wechselkurssystemen sind drastisch. Schon *Cassel* (1922) wies auf ein ähnliches empirisches Phänomen hin und betonte, daß die Kaufkraftparitätentheorie stärker in Systemen mit administrierten Wechselkursen als in fixen Wechselkurssystemen zu gelten scheint. Er erklärt dies mit den Abwertungspolitik, welche die Kaufkraftparität als Bezugspunkt für Wechselkursneubewertungen heranziehen, um die kumulativen kompetitiven Effekte unterschiedlicher Inflationspolitiken auszugleichen.

Zusammenfassend läßt sich aus den Abbildungen 1 bis 2 festhalten, daß mittel- bis langfristig die europäischen nominalen Wechselkursbewegungen relativ eng

---

<sup>7</sup> Eine kritische Auseinandersetzung mit langfristigen Identifikationsrestriktionen findet sich in *Faust und Leeper* (1993) sowie *Lippi und Reichlin* (1993).

den Preisniveaubewegungen folgen, während dies für transatlantische Wechselkursbewegungen nicht der Fall ist. Ein struktureller Ansatz, welcher Wechselkursbewegungen mit relativen Inflationsraten und sonstigen fundamentalen Wechselkursbestimmungsfaktoren in Beziehung setzt, mag daher für Europa gute Ergebnisse liefern, während der überwiegende Teil<sup>8</sup> der verfügbaren empirischen Evidenz nahelegt, daß ein solcher Ansatz für die Dollarwechselkurse versagt. In der folgenden empirischen Analyse wenden wir einen semi-strukturellen Ansatz an, in welchem die bilateralen Wechselkurse simultan durch eine Reihe von strukturellen Schocks erklärt werden. Wir identifizieren diese strukturellen Schocks über ihre langfristigen Wirkungen auf ausgewählte Fundamentalvariablen unseres Modells, und wir verwenden die Methode der strukturellen Vektorautoregression, um diese Schocks dann zu quantifizieren.

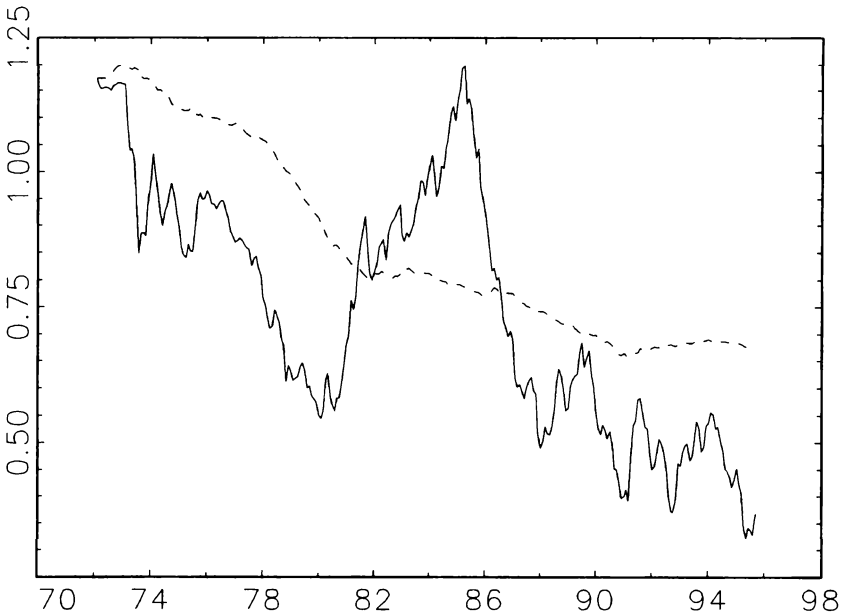


Abbildung 1: Nomineller Wechselkurs und Preisniveaurelation der U.S.A. relativ zu Deutschland, 1972 - 1996

Erläuterung: ——— Log des nominellen Wechselkurses --- Log der Preisniveaurelation

<sup>8</sup> Eine Ausnahme stellt hier die Arbeit zur langfristigen Wechselkursprognose von Mark (1995) und die dort in Fußnote 3 zitierte Literatur dar.

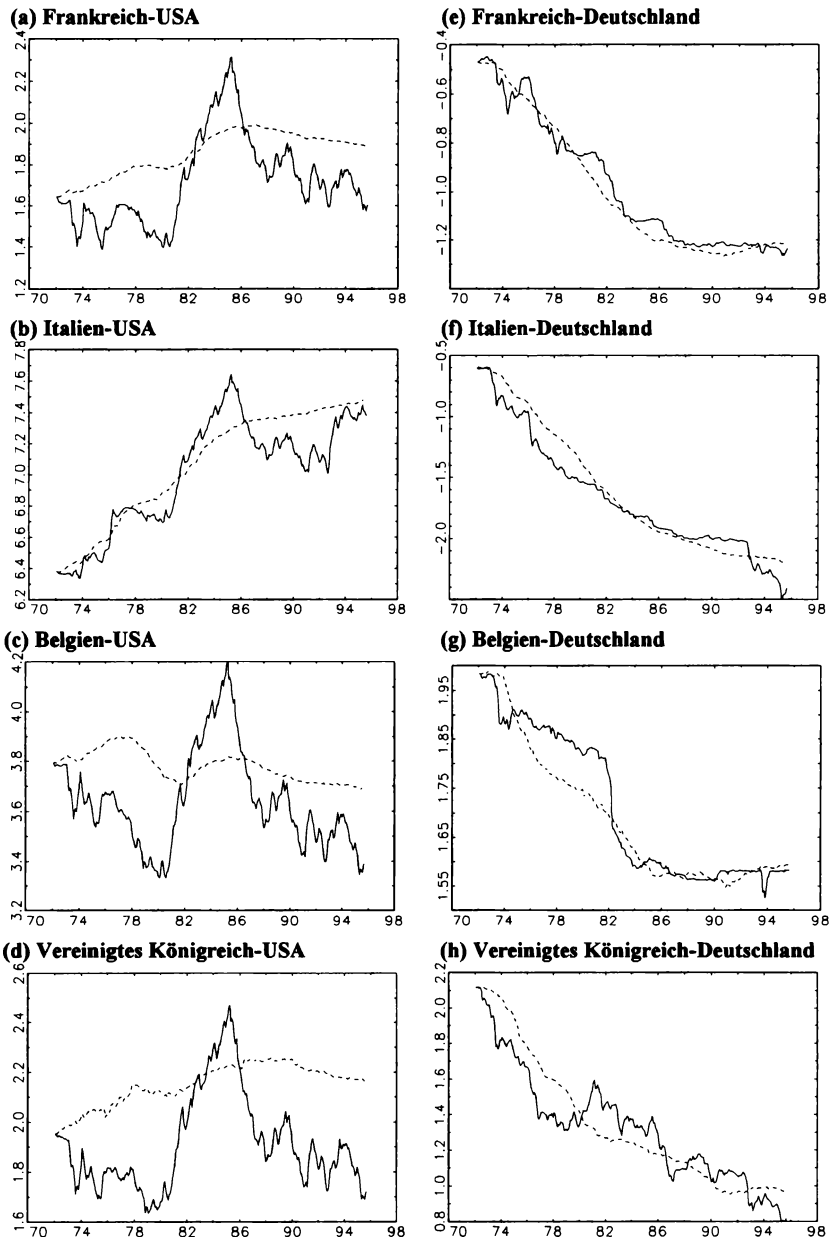


Abbildung 2: Nominelle Wechselkurse und Preisniveaurelationshipen ausgewählter europäischer Länder relativ zu den U.S.A. und Deutschland, 1972 - 1996

Erläuterung: — Log des nominellen Wechselkurses - - - Log der Preisniveaurelation

## II. Die Spezifikation des ökonometrischen Modells

Im Mittelpunkt der empirischen Analyse steht die Schätzung des autoregressiven Vektor-Systems  $\mathbf{x} = [\Delta r_t, \Delta l_t, \Delta y_t, \Delta s_t - \Delta p_t, \Delta m_t - \Delta p_t, \Delta p_t]$ , wobei die Variablen in  $\mathbf{x}$  wie folgt definiert sind:  $\Delta r_t$  ist die Veränderung (d. h. erste Differenz) des realen Zinsdifferentials, bzw. die Veränderungen des Nominalzinsdifferentials  $\Delta i_t$  minus der Änderungen des Inflationsdifferentials  $\Delta^2 p_t$ ,  $\Delta r_t = \Delta i_t - \Delta^2 p_t$ . Die relative Veränderung der Logarithmen der Beschäftigungsniveaus wird durch  $\Delta l_t$  gekennzeichnet, während  $\Delta y_t$  die relative Veränderung der Logarithmen der Industrieproduktion ausdrückt. Der Term  $\Delta s_t - \Delta p_t$  ist die Veränderung des bilateralen realen Wechselkurses, mit  $\Delta s_t$  als die Veränderung des Logarithmus des nominellen Wechselkurses und  $\Delta p_t$  als Inflationsdifferential. Der Term  $\Delta m_t - \Delta p_t$  bezeichnet die relative Veränderung der Realkassenbestände, mit  $\Delta m_t$  als die Veränderung der logarithmierten Relation der Geldbasen ( $M0$ ). Durch geeignete Transformation bestimmt dieses System von sechs Variablen ebenfalls die Wachstumsrate der nominellen Geldmenge  $\Delta m_t$ , des nominellen Wechselkurses  $\Delta s_t$ , des nominellen Zinsdifferentials  $\Delta i_t$ , und der durchschnittlichen Arbeitsproduktivität  $\Delta y_t - \Delta l_t$ . Die konkrete Spezifikation des Modells basiert auf einer systematischen Analyse der empirischen Stationaritäts- und Kointegrationseigenschaften der Daten, welche im Anhang der Arbeit näher diskutiert ist.

Gegeben diese Spezifikation des Vektors der endogenen Variablen wenden wir uns nun der Diskussion der empirischen Schätzergebnisse zu. In der VAR-Schätzung verwenden wir ein einheitliches Lag-Fenster von vier Monaten.<sup>9</sup> Zur Beschreibung der Ergebnisse gehen wir zunächst auf die Impulsantwortfunktionen der relativen Preisniveaus und des nominellen Wechselkurses in bezug auf die sechs verschiedenen Schocks ein und erörtern anschließend die Zerlegung der Wechselkurszeitreihe in die verschiedenen Schockkomponenten.

## III. Impulsantwortfunktionen

Die Impulsantwortfunktion der verschiedenen endogenen Variablen des Modells werden hier in Bezug auf jeden der verschiedenen Schocks analysiert, wobei die Höhe der Schocks jeweils eine Standardabweichung der entsprechenden endogenen Variablen beträgt. Die Vorzeichen der Impulsantwortfunktionen wurden dabei so normiert, daß ein spekulativer Schock signifikant positive kurzfristige Realzinseffekte hat, relative Arbeitsangebotschocks positive Effekte auf die Beschäftigungsrelation haben, relative Produktivitäts- und Güternachfrageschocks die Out-

---

<sup>9</sup> Unsere Ergebnisse sind nicht besonders sensitiv in bezug auf die Länge des Lag-Fensters. Ähnliche Ergebnisse werden mit sechs oder neun autoregressiven Komponenten erzielt, jedoch deutet in diesen Fällen der stärker erratische Verlauf der Impulsantwortfunktionen auf eine Überparameterisierung des VAR Modells an.

putrelation erhöhen, relative Geldnachfrageschocks die Realkassenrelation steigern und Geldangebotschocks die Preisniveaurelation anheben. Die Effekte der sechs verschiedenen Schocks auf die endogenen Variablen unseres Systems sind für alle Länder sehr ähnlich. Ohne im Detail auf die 252 (=  $6 * 7 * 6$ ) Impulsantwortfunktionen einzugehen<sup>10</sup> seien hier die wichtigsten Ergebnisse kurz zusammengefaßt: zunächst ist aus Abbildung 3 ersichtlich, daß positive relative Nachfrageschocks einen signifikanten kurzfristigen und langfristigen inflationären Effekt in allen 7 Ländern haben. Produktivitätsschocks und Arbeitsangebotschocks haben recht persistente und signifikant deflationäre Effekte für das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten, während sich für die EWS-Länder keine signifikanten kurz- oder langfristigen Preiseffekte feststellen lassen. Jedoch haben in den EWS-Ländern die spekulativen Schocks signifikante kurz- und langfristige relative Preiseffekte, während dies für das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten nicht der Fall ist. Diese Asymmetrie zwischen EWS-Ländern und Nicht-EWS-Ländern ist auch aus Abbildung 4 ersichtlich: spekulative Schocks haben recht persistente und signifikante nominelle Wechselkurseffekte in EWS-Ländern, während dies für das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten nicht zutrifft. Bemerkenswert ist ferner, daß der langfristige Abwertungseffekt eines spekulativen Schocks am größten ist für Italien, gefolgt von Belgien, Dänemark, Frankreich und den Niederlanden. Ein weiterer wichtiger Unterschied zwischen EWS-Ländern und Nicht-EWS-Ländern liegt in den nominellen Wechselkurseffekten von Geldangebotschocks, welche in den EWS-Ländern die Effekte der anderen Schocks dominieren und hochsignifikant sind, während in den Nicht-EWS-Ländern die Effekte der relativen Nachfragestörungen dominieren und die Effekte von relativen Geldangebotsstörungen nach 4 – 6 Monaten keine signifikanten Effekte mehr haben. Ferner zeigen die EWS Wechselkurse einen kurzfristigen „Overshooting-Effekt“ in Reaktion auf Geldangebotsschocks und spekulative Schocks. Für Frankreich und Italien ist bemerkenswert, daß relative Angebotsschocks ebenfalls einen signifikanten kurz- und langfristigen Effekt auf die nominellen Wechselkurse haben. Dies spiegelt die Tatsache wider, daß zwischen den drei größten EWS-Ländern größere Wechselkursveränderungen primär in Perioden mit asymmetrischen konjunkturellen Entwicklungen (1973 – 75, 1979 – 82) auftraten.

Zusammenfassend sei hier festgehalten, daß die geschätzten Impulsantwortfunktionen der endogenen Variablen in bezug auf die sechs strukturellen Schocks fast alle konsistent mit den Vorhersagen des theoretischen Modells sind. Wir konnten dabei wichtige Unterschiede in den Propagationsmechanismen von spekulativen und geldpolitischen Schocks zwischen EWS-Ländern und Nicht EWS-Ländern identifizieren. In den EWS-Ländern wurden relative Geldangebotsschocks als primäre Ursache von langfristigen Wechselkursbewegungen identifiziert, gefolgt von relativen Nachfrage- und Angebotsschocks, wobei letztere nur vereinzelt signifi-

---

<sup>10</sup> Eine detaillierte Dokumentation aller Impulsantwortfunktionen, Varianz-Dekompositionen und Zerlegungen der Zeitreihen in ihre Schockkomponenten ist vom Autor auf Rückfrage erhältlich.

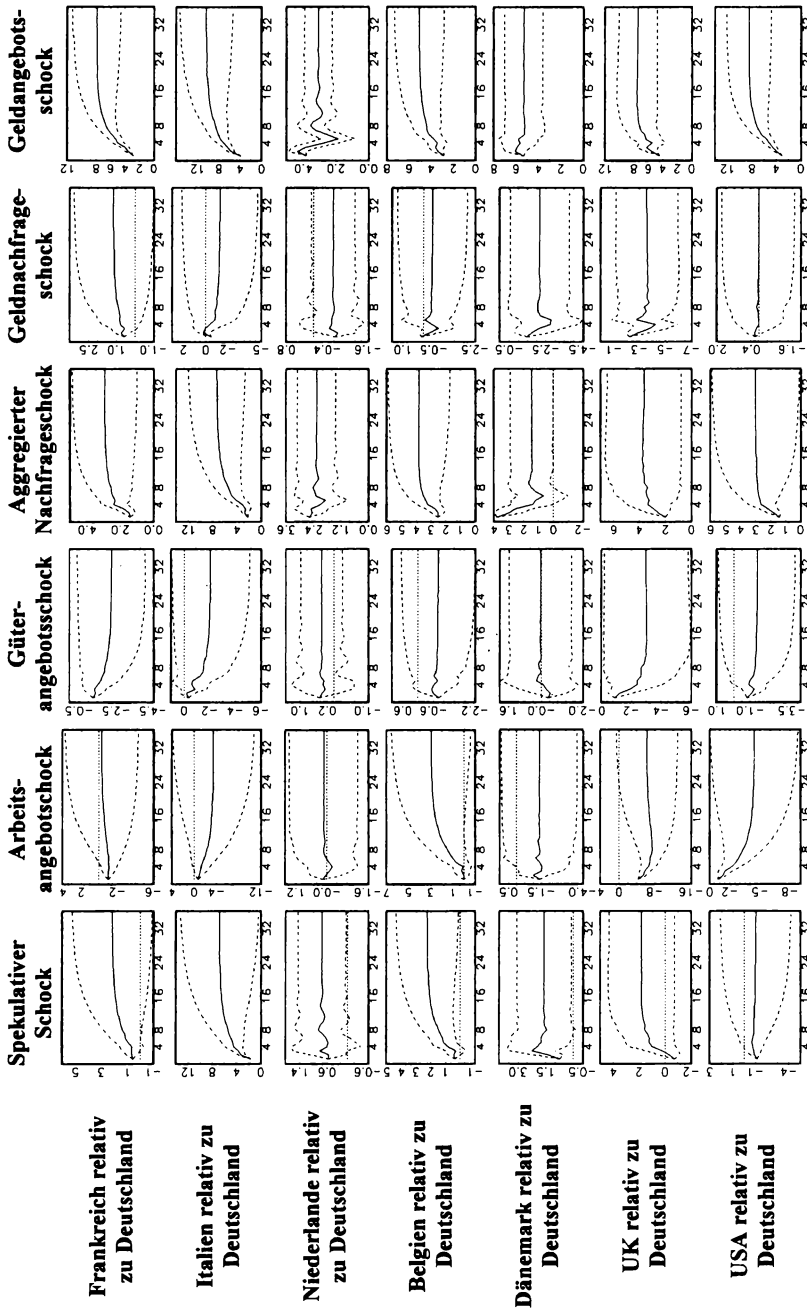


Abbildung 3: Impuls-Antwort-Funktionen für die Preisneurelationen ausgewählter EU-Länder und der USA relativ zu Deutschland in Reaktion auf verschiedene Schocks, Schätzzeitraum 1972.I - 1994.XII

*Erläuterung:* Die durchgezogene Linie ist die Impuls-Antwort des Logarithmus der Preisneurelation auf einen Schock in Höhe einer Standardabweichung der Zeitreihe. Die gestrichelten Linien sind  $\pm 2$  Standardabweichungen aus der Monte Carlo Simulation.



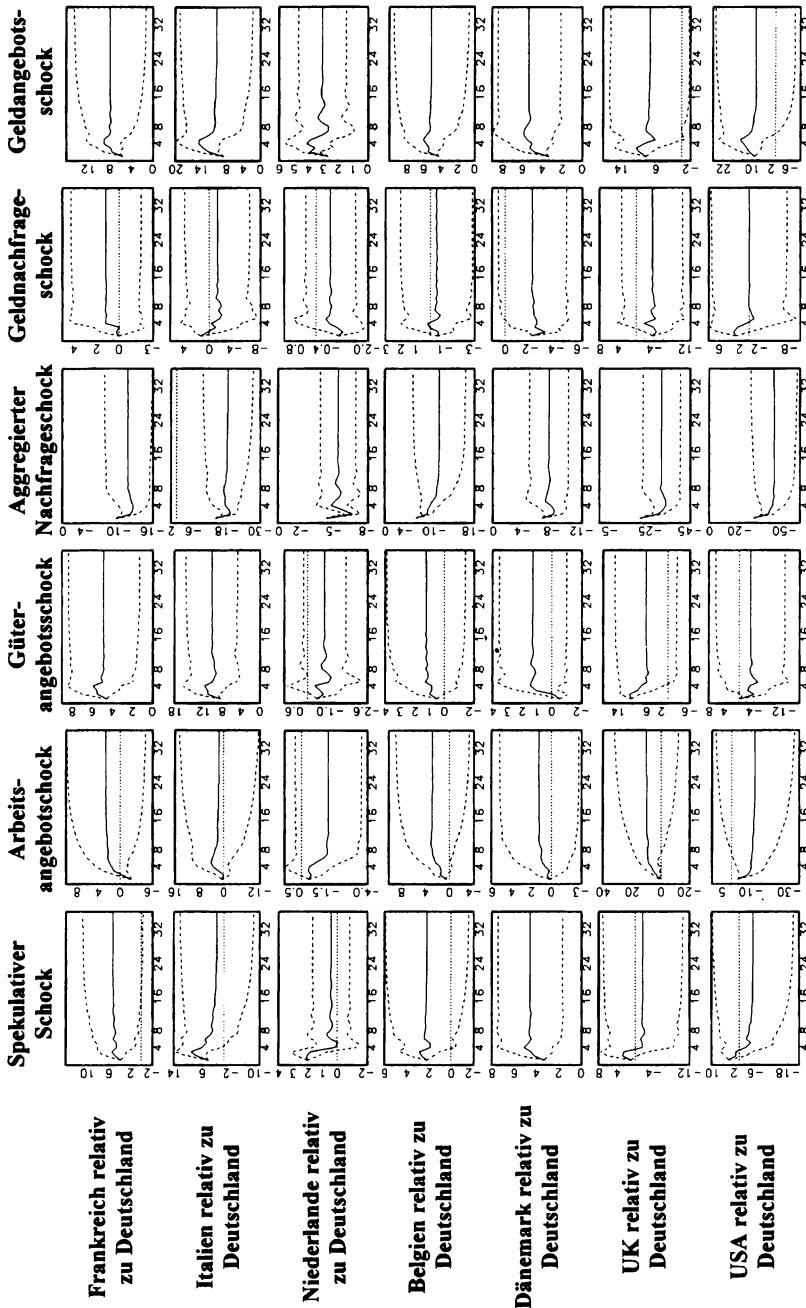


Abbildung 4: Impuls-Antwort-Funktionen für den Wechselkurs ausgewählter EU-Länder und der USA relativ zu Deutschland in Reaktion auf verschiedene Schocks, Schätzzeitraum 1972.I - 1994.XII

Erläuterung: Die durchgezogene Linie ist die Impuls-Antwort des Logarithmus der Wechselkurses auf einen Schock in Höhe einer Standardabweichung der Zeitreihe. Die gestrichelten Linien sind  $\pm 2$  Standardabweichungen aus der Monte Carlo Simulation.

kant waren. Insgesamt bestätigen unsere Schätzergebnisse den visuellen Eindruck aus Abbildung 2, wonach fundamentale Bestimmungsgründe für die Wechselkurse der EWS-Länder wichtiger zu sein scheinen als für frei schwankende Wechselkurse. Ferner haben spekulative Elemente nur bei administrierten Wechselkursen einen signifikanten Effekt, aber dieser Effekt ist keinesfalls der dominante Faktor. Um innereuropäische Wechselkursveränderungen zu verstehen ist es ausreichend, auf einen einzigen zentralen Faktor abzustellen: die im Vergleich zu Deutschland zu lockere Geldpolitik stellt in allen EWS-Ländern mit Ausnahme der Niederlande die Hauptabwertungsursache dar. Für die größeren EWS-Länder wie Frankreich scheinen die nominellen DM-Wechselkurse zusätzlich signifikant auf relative Angebotsschocks auf Güter- und Arbeitsmärkten zu reagieren. Dies belegt, daß in Europa fundamentale (monetäre und reale) Faktoren die langfristige Wechselkursentwicklung bestimmen, während rein spekulative Aspekte von untergeordneter Bedeutung zu sein scheinen.

#### IV. Historische Zerlegung der Zeitreihen in ihre Schockkomponenten

Abbildungen 5 und 6 geben die sechs Schockkomponenten der bilateralen nominellen DM-Wechselkurse wieder, wobei hier auf die stochastischen Trendabweichungen der Wechselkurse anstatt auf ihr Niveau abgestellt wird. Für die DM-Wechselkurse der beiden großen EWS-Länder, Frankreich und Italien, ist offensichtlich, daß der langfristige Trend der Wechselkurse primär relative Geldangebotschocks widerspiegelt. Die Beziehung zwischen relativen Geldangebotschocks und Wechselkursbewegungen ist relativ eng in der Periode nach 1983, nicht jedoch in der Periode davor. Wie bei den frei fluktuierenden Währungen ist in dieser Zeit vor 1983 die Korrelation von DM-Wechselkursen und relativen Nachfragesstörungen enger. Das gleiche gilt für die übrigen EWS-Währungen, wobei hier der Übergang von relativen Nachfrageschocks zu Geldangebotschocks als Hauptbestimmungsgrund der Wechselkursbewegungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten erfolgt, welche den in *Weber* (1991) geschätzten Übergängen dieser Länder zu einer engeren DM-Orientierung ihrer Geldpolitik entsprechen. Bemerkenswert ist ferner, daß ein korrespondierender Wechsel in den Ursachen von Wechselkursbewegungen bei den frei fluktuierenden Währungen, dem amerikanischen Dollar und dem britischen Pfund, nicht stattfand. Für diese beiden Länder werden die nominellen DM-Wechselkurse fast im Verhältnis 1:1 durch die relativen Nachfrageschocks bestimmt. In *Weber* (1996) wird demonstriert, daß diese Schocks den Charakter einer „Catch-all“ Variable haben: sie erfassen die langfristig weder durch Angebotsfaktoren auf Güter- und Arbeitsmärkten noch durch monetäre Faktoren erklärten realen Wechselkursbewegungen. Frei fluktuierende Währungen wie der amerikanische Dollar sind kaum durch solche fundamentale Faktoren prognostizierbar, und somit erhalten diese relativen Nachfrageschocks eine prominente Rolle in der Wechselkurserklärung. Für die innereuropäischen realen Wech-

selkurse dagegen sind die Arbeitsangebots- und Produktivitätsschocks von viel höherer Bedeutung, da innerhalb Europas die internationale Transmission von Konjunkturzyklen stärker ausgeprägt ist, wie *Artis* und *Zhang* (1995) belegen. Unsere Ergebnisse belegen ferner, daß EWS-Wechselkurse eine bedeutende Rolle als Puffer für asymmetrische Angebotschocks spielen. Dies wird besonders deutlich am Beispiel des holländischen Guldens, der im Vergleich zu den anderen Währungen sehr stabil war, dessen geringe Änderungen jedoch fast ausschließlich realwirtschaftliche Ursachen haben, d. h. durch relative Angebotsphänomene auf Arbeits- und Gütermärkten bestimmt sind. Solche reale Angebotsfaktoren sind auch im Falle von Frankreich, Italien und Belgien als Ursache von Wechselkursbewegungen von Bedeutung.

Aber welche Bedeutung haben spekulative Faktoren? Die Abbildungen 5 und 6 zeigen, daß für die frei fluktuierenden Währungen die spekulative Komponente der nominellen Wechselkurse vernachlässigbar gering ist, während für die administrierten Wechselkurse im EWS die spekulative Komponente recht ausgeprägt ist. Für den französischen Franc spielen spekulative Schocks während der gesamten analysierten Periode eine wichtige Rolle, und die Spekulation ist immer einseitig gegen den Franc gerichtet. Die Risikoprämie ist dabei recht erheblich und steigt Mitte 1992, also kurz vor den erfolgreichen spekulativen Attacken auf die italienische Lira und das britische Pfund, merklich an. Die Schätzergebnisse zeigen auch, daß dieser erhöhte spekulative Druck auf den Franc während der gesamten EWS-Krise bis zur Ausweitung der Bandbreiten im August 1993 bestehen bleibt. Diese Ergebnisse sind konsistent mit den Resultaten von *Jeanne* (1995) und *Masson* und *Jeanne* (1996), deren Schätzungen ebenfalls eine stark selbsterfüllende spekulative Komponente für den Franc während der Währungskrisen der Jahre 1992 - 93 belegen.<sup>11</sup> Einseitige Spekulation wird auch für die italienische Lira, den belgischen Franc und die dänische Krone festgestellt, und in jedem der Fälle trägt diese Spekulation zu einem Abwertungsdruck auf diese Währungen bei. Der relativ glatte Verlauf der spekulativen Wechselkurskomponenten suggeriert dabei, daß die 1992/93 EWS-Krisen nicht durch ein stark erratisches und plötzliches ansteigendes spekulatives Verhalten zurückzuführen sind. Vielmehr ist es so, daß trotz der Eliminierung fundamentaler Ungleichgewichte durch monetäre und realwirtschaftliche Konvergenz in den Jahren 1983 - 92 die internationalen Finanzmärkte nicht von der Stabilität des EWS überzeugt waren, was man an der persistenten spekulativen Risikoprämie sehen kann. Insgesamt bleibt festzuhalten, daß die Richtung der langfristiger Wechselkursbewegungen im EWS sowohl spekulative als auch monetäre fundamentale Ursachen haben.

---

<sup>11</sup> Zu diesem Punkt siehe auch *Svensson* und *Rose* (1994) und *Obstfeld* (1996).

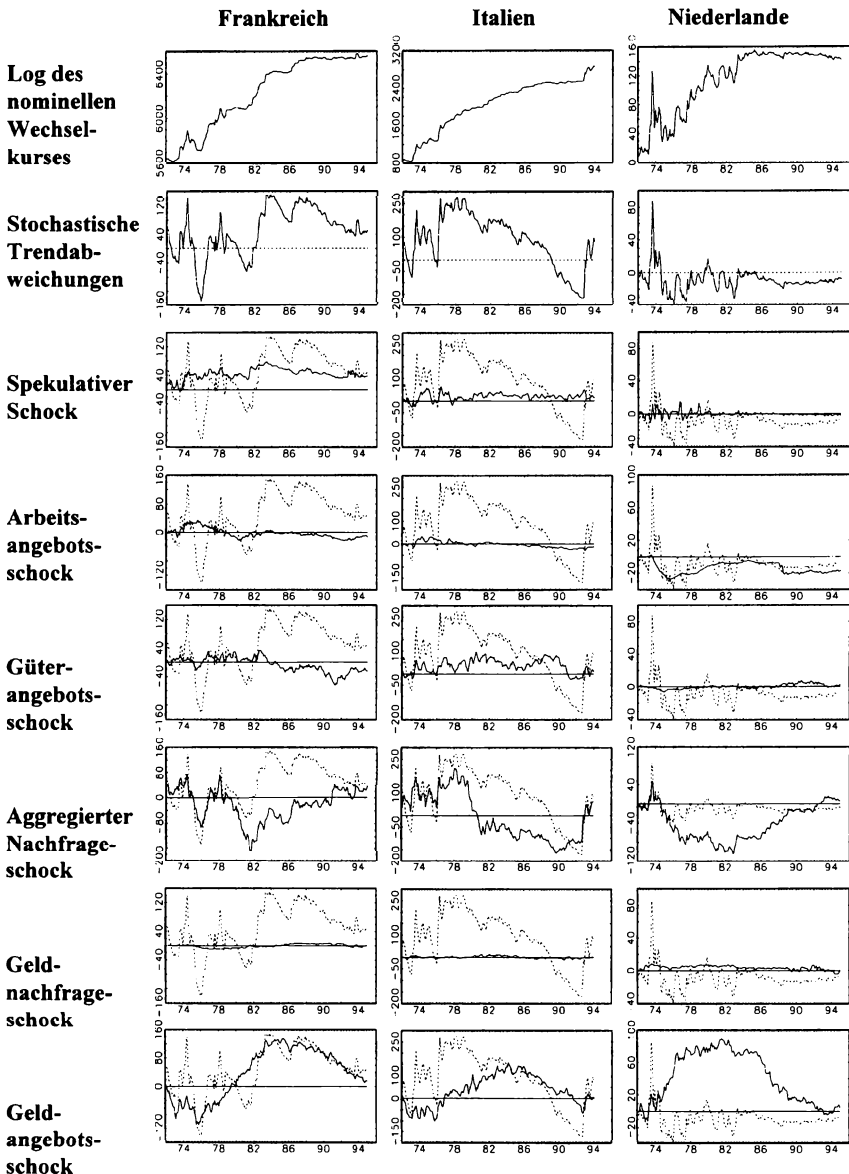


Abbildung 5: Shockkomponenten der nominellen Wechselkurse von Frankreich, Italien und der Niederlande relativ zu Deutschland, 1972.I - 1994.XII

*Erläuterung:* Um die jeweiligen Anteile der Schockkomponenten an den Wechselkursbewegungen zu verdeutlichen, sind diese hier relativ zu den stochastischen Trendabweichungen der Wechselkurse dargestellt (gestrichelte Linien).

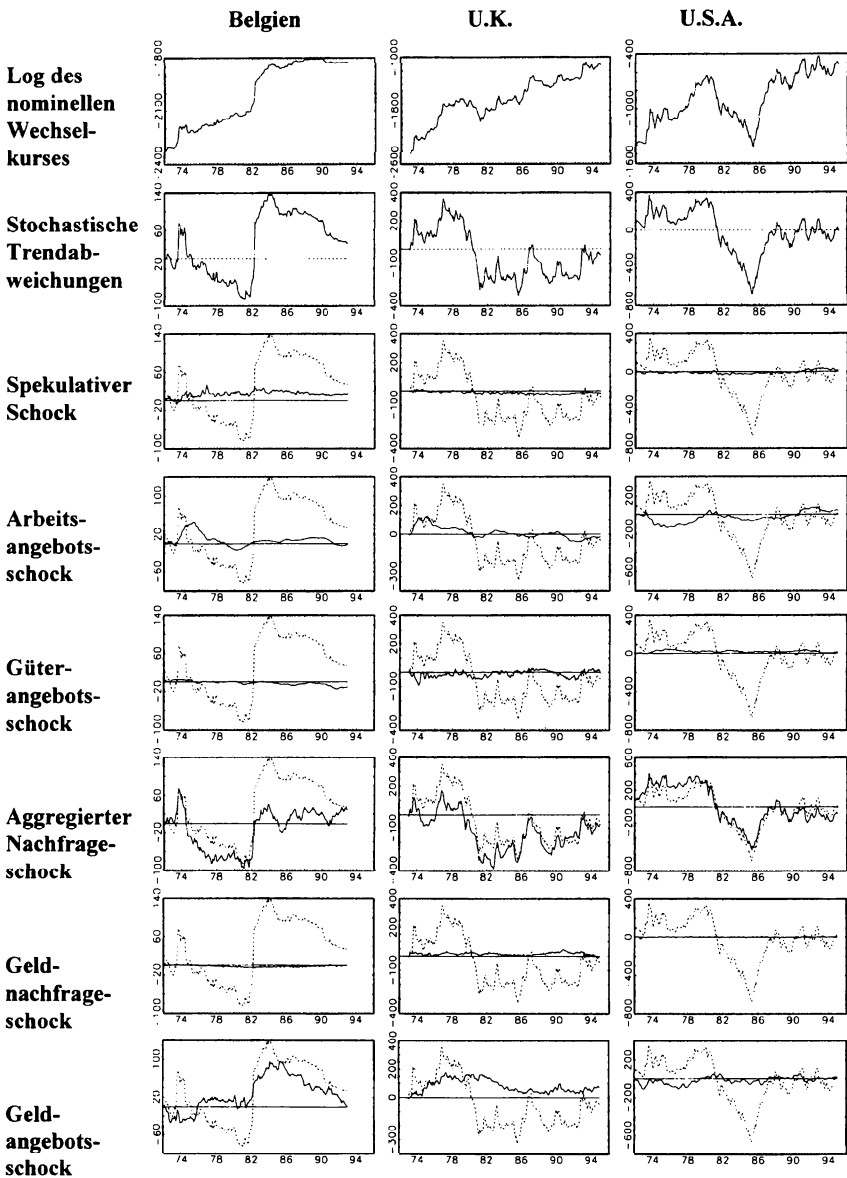


Abbildung 6: Schockkomponenten der nominellen Wechselkurse von Belgien, Großbritannien und USA relativ zu Deutschland, 1972.I - 1994.XII

*Erläuterung:* Um die jeweiligen Anteile der Schockkomponenten an den Wechselkursbewegungen zu verdeutlichen, sind diese hier relativ zu den stochastischen Trendabweichungen der Wechselkurse dargestellt (gestrichelte Linien).

## E. Zusammenfassung und Schlußbemerkungen

In der Literatur zu Währungskrisen koexistieren zwei Typen von Modellen mit grundverschiedenen Aussagen: Modelle der ersten Generation erklären spekulative Attacken allein durch fundamentale monetäre oder realwirtschaftliche Ungleichgewichte in den ökonomischen Determinanten von Wechselkursen, während Modelle der zweiten Generation auf rein selbsterfüllende spekulative Blasen abstellen. Welcher der beiden Modelltypen ist der relevantere? Die vorliegende Arbeit versucht, diese empirische Frage zu klären. Wir entwickeln dazu ein empirisch testbares theoretisches Modell, in welchem neben einem spekulativen Schock verschiedene fundamentale (monetäre und realwirtschaftliche) Schocks eine wichtige Rolle bei der Wechselkursbestimmung spielen. Wir verwenden die Methode der strukturellen Vektorautoregression um diese strukturellen Schocks zu quantifizieren und ihren jeweiligen Beitrag zu den Wechselkursbewegungen zu isolieren.

Als wichtigstes Ergebnis sei festgehalten, daß innerhalb des EWS fundamentale wirtschaftliche Faktoren eine primäre Rolle für die langfristige Entwicklung der Wechselkurse spielen. Der wichtigste fundamentale Faktor ist dabei die im Vergleich zu Deutschland zu lockere Geldpolitik der meisten EWS-Mitgliedsländer. Für Frankreich und Italien spielen fundamentale realwirtschaftliche Faktoren, wie etwa Angebotsschocks auf Güter- und Arbeitsmärkten, ebenfalls eine signifikante Rolle. Wir stellen jedoch auch fest, daß spekulative Komponenten für die Wechselkursentwicklung ebenfalls von Bedeutung sind, insbesondere in der kurzen Frist (von 4 – 8 Monaten). Diese Spekulation ist stets einseitig und trägt zu einer Schwächung der EWS-Währungen im Vergleich zu Deutschland bei. Insbesondere beim französischen Franc scheint diese spekulative Komponente besonders ausgeprägt zu sein. Bei den übrigen Währungen spielt Spekulation ebenfalls eine gewisse Rolle, jedoch scheinen die fundamentalen Komponenten hier vergleichsweise bedeutender zu sein. Dies belegt, daß nicht alle Währungskrisen die gleichen Ursachen haben, und sowohl spekulative als auch fundamentale Faktoren eine Rolle spielen. Dieses Resultat untermauert die Bedeutung des hier gewählten methodologischen Ansatzes, denn die bisher vorherrschenden Ereignisstudien basieren auf der Analyse der Gemeinsamkeiten einer Vielzahl von Währungskrisen und ignorieren bewußt deren Heterogenität. In der vorliegenden Arbeit werden sowohl gemeinsame als auch individuelle Erklärungsmuster zugelassen und als empirisch relevant befunden. Die empirisch mittels der strukturellen VAR-Methode festgestellten Gemeinsamkeiten in den Währungskrisen sind dabei kompatibel mit den empirischen Resultaten der Ereignisstudien von *Eichengreen, Rose und Wyplosz* (1995, 1996), wonach fundamentale monetäre und reale Ungleichgewichte typischerweise spekulativen Attacken vorausgehen. Anders als in *Eichengreen, Rose und Wyplosz* (1995, 1996) sind jedoch nicht alle Währungskrisen gleich, wie die auch von *Jeanne* (1995) und *Masson und Jeanne* (1996) dokumentierte hohe spekulative Komponente des französischen Francs belegt. Die Berücksichtigung sowohl spekulativer als auch fundamentaler Faktoren und die endogene Bestimmung ihrer

empirischen Relevanz stellt den eigentlichen innovativen methodischen Aspekt der vorliegenden Arbeit dar. In zukünftigen Arbeiten sollte die Robustheit der gewonnenen empirischen Erkenntnisse durch die Analyse ausgewählter Episoden spekulativer Attacken für andere Währungen untersucht und etabliert werden.

## F. Anhang

### I. Zeitreihen und Datenquellen

Alle verwandten Daten sind monatliche saisonbereinigte Zeitreihen. In den Fällen, in denen die Ursprungszeitreihen nicht saisonal bereinigt waren, wurde eine Saisonbereinigung mit dem GAUSS-Programm SAMA durchgeführt. Folgende Datenquellen wurden verwendet: in der Regel stammen die Daten vom Internationalen Währungsfonds aus den „*International Financial Statistics*“ für den Output (Industrielle Produktion, Index, Zeile 66c), die Konsumentenpreise (Index, Zeile 64), die Geldbasis ( $M0$ , Zeile 24 bzw. nationale Definition für das Vereinigte Königreich), die nominellen Wechselkurse (Zeile  $rh$ ) und die nominellen Zinssätze (Zeile 60b); falls vorhanden auch für die Beschäftigung (Zeile 67). Ansonsten wurden die Beschäftigungszeitreihen der Kommission der Europäischen Gemeinschaften aus den „*Eurostatistics*“ verwendet.

### II. Stationaritäts- und Kointegrationseigenschaften der Daten

Die Stationaritätseigenschaften des Vektors  $\mathbf{x} = [\Delta r_t, \Delta l_t, \Delta y_t, \Delta s_t - \Delta p_t, \Delta m_t - \Delta p_t, \Delta p_t]$  und die Bereinigung der Daten um deterministische bzw. stochastische Trends ist in Tabelle 1 zusammengefaßt. Den jeweiligen Angaben liegen dabei, wie in den Arbeiten von Weber (1994, 1996), mehrere Stationaritätstests zugrunde.<sup>12</sup> Dabei ergaben sich für die Fundamentaldaten der hier analysierten Länderkombinationen relativ vergleichbare und homogene Ergebnisse, welche wie folgt charakterisiert werden können: alle Outputrelationen sind integriert erster Ordnung,  $I(1)$ . Die Beschäftigungsrelationen sind typischerweise auch  $I(1)$  mit zwei Ausnahmen: der Zeitreihenprozeß für Frankreich ist  $I(1)$ +Trend, während für das Vereinigte Königreich von Großbritannien eine stationäre Beschäftigungsrelation

<sup>12</sup> Es wurden folgende Tests für die trend- und mittelwertbereinigten Niveaus und ersten Differenzen der Variablen in  $\mathbf{x}$  durchgeführt: *Dickey-Fuller* (1981) Tests, *Stock's* (1991) Test der Konfidenzintervalle für die größte Einheitswurzel, sowie die drei *Phillips-Perron* Tests aus *Perron* (1988) unter Verwendung des *Newey-West* (1976) Schätzansatzes. Bei widersprüchlichen Ergebnissen der drei Tests wurde der Schwerpunkt auf die heteroskedastizitätskonsistenten *Phillips-Perron* Tests gelegt. Alle Tests basieren auf einem Lag-Fenster von sechs Monaten. Eine vollständige Zusammenstellung der Einzelresultate der Stationaritätstests kann beim Verfasser angefordert werden.



*Tabelle 1: Zusammenfassung der Stationaritätstest-Ergebnisse für die zentralen Makrovariablen des Modells, bilaterale Relationen der EU-Länder und der USA relativ zu Deutschland*

Variable	Land	Frankreich	Italien	Niederlande	Belgien	Dänemark	U.K.	U.S.A.
<b>Beschäftigung- relation</b>		I(1)+Trend	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)+Trend oder I(1)	I(1)+Drift
<b>Output- relation</b>		I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<b>Nominelle Geld- mengenrelation</b>		I(1)	I(1)+Trend	I(0)+Trend oder I(1)	I(1)	I(0)+Trend oder I(1)	I(1)	I(0)+Trend oder I(1)
<b>Reale Geld- mengenrelation</b>		I(1)+Drift	I(1)	I(1)+Drift	I(1)+Drift	I(1)	I(1)+Drift	I(1)
<b>Preisniveau- relation</b>		I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)+Drift
<b>Nomineller Wechselkurs</b>		I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)	I(1)+Trend	I(1)+Trend	I(1)	I(1)
<b>Realer Wechselkurs</b>		I(1)	I(1)	I(1)+Trend	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
<b>Nominelles Zinsdifferential</b>		I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)
<b>Reales Zinsdifferential</b>		I(0)+Trend oder I(1)	I(0)+Trend oder I(1)	I(0)+Trend	I(0)+Trend	I(0)+Trend	I(0)+Trend oder I(1)	I(0) oder I(1)

*Erläuterung:* Eigene Berechnungen in GAUSS386. Die hier dargestellten Einstufungen der Zeitreiheigenschaften beruhen auf den in *Weber* (1995, 1996) erläuterten Stationaritätstests. Die kompletten Tabellen der Teststatistiken können beim Autor angefordert werden.

Table 2. Teststatistiken der Kointegrationstests für die zentralen Makrovariablen des Modells, bilaterale Relationen der EU-Länder und der USA relativ zu Deutschland

Land Untersuchungs- periode	Stationäre Variablen?	Spezifikation	Eigenwert	Likelihood Ratio, (Kritischer Wert)	Anzahl der Kointegrieren- den Vektoren	Variablen im VAR-System
U.S.A. 1972.01-1994.12	Nominales Geld ist I(0)+Trend oder I(1)	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.068831	39.37 (5%: 47.21) (1%: 54.46)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Preise (p)
Frankreich 1972.01-1994.12	Keine	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.096009	67.10 (5%: 68.52) (1%: 76.07)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Reales Geld (m-p), Preise (p)
Italien 1972.01-1993.12	Keine	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.084656	67.17 (5%: 68.52) (1%: 76.07)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Reales Geld (m-p), Preise (p)
Niederlande 1972.01-1994.12	Nominales Geld ist I(0)+Trend oder I(1)	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.067040	42.85 (5%: 47.21) (1%: 54.46)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Reales Geld (m-p)
Belgien 1972.01-1994.12	Keine	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.085745	60.38 (5%: 68.52) (1%: 76.07)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Reales Geld (m-p), Preise (p)
Dänemark 1972.01-1994.12	Nominales Geld ist I(0)+Trend oder I(1)	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.073495	37.59 (5%: 47.21) (1%: 54.46)	Keine	Beschäftigung (l), Output (y), realer Wechselkurs (q), Preise (p)
U.K. 1972.01-1994.12	Beschäftigung ist I(0)+Trend oder I(1)	linear deter- ministischer Trend, 6 lags	0.056403	40.90 (5%: 47.21) (1%: 54.46)	Keine	Output (y), realer Wechselkurs (q), Reales Geld (m-p), Preise (p)

Erläuterung: Die Kointegrationstests wurden mit EVIEWS durchgeführt

vorliegt. Die Preisniveaurelationen sind alle integriert erster Ordnung mit einem deterministischen Trend,  $I(1)+\text{Trend}$ . Das gleiche gilt für die nominellen Wechselkurse. Die realen Wechselkurse sind ebenfalls  $I(1)$ , was impliziert, daß die Preisniveaurelationen und die nominellen Wechselkurse nicht kointegriert sind. Diese Aussage wird auch durch formelle Kointegrationstests unter Verwendung des Verfahrens von Johansen und Juselius (1990) bestätigt. Eine ähnliche Aussage ergibt sich für den Zusammenhang zwischen den nominellen und realen Geldmengenrelationen für Frankreich, Italien, Belgien und dem Vereinigten Königreich, wo die  $I(1)$  Prozesse in den Realgeldmengenrelationen auf keine Kointegration der ebenfalls durch  $I(1)$  Prozesse beschriebenen Relationen der Nominalgeldmengen und Preisniveaus hindeuten. Jedoch finden wir im Falle der Niederlande, Dänemarks und der Vereinigten Staaten von Amerika starke Hinweise auf  $I(0)$  Prozesse in den nominellen Geldmengenrelationen, was impliziert, daß die Relationen aus Realgeldmengen und Preisniveaus kointegriert sein könnten. Formelle Kointegrationstests bestätigen diese Vermutung. Tabelle 2 demonstriert jedoch, daß wir keine Hinweise auf die Existenz eines kointegrierenden Vektors mehr finden, wenn wir in diesen drei Fällen entweder die Preisniveaurelationen oder die Realkassenrelationen aus dem System herausnehmen und erneut auf Kointegration testen. Da in allen Fällen auch keine Kointegration mit den nominellen Wechselkursen vorliegt, können wir ohne unser Identifikationsschema zu ändern die Preisniveaurelationen einfach durch die nominellen Wechselkurse ersetzen und finden in diesem Falle auch keine formalen Hinweise auf Kointegration.<sup>13</sup> Um vergleichbare Ergebnisse für alle Länder zu erhalten, schätzen wir unser unrestringiertes VAR in der Form  $\mathbf{x} = [\Delta r_t, \Delta l_t, \Delta y_t, \Delta s_t - \Delta p_t, \Delta m_t - \Delta p_t, \Delta S_t]$ , wobei wir entsprechend Tabelle 1 die Daten vor der SVAR-Schätzung um deterministische Mittelwert- und/oder Trendkomponenten bereinigen.

Zur Identifikation der spekulativen Komponente von Wechselkursbewegungen verwenden wir zusätzlich zu den obigen Fundamentaldaten das Realzinsdifferential, berechnet als Nominalzinsdifferential minus Inflationsdifferential. Tabelle 1 zeigt, daß die Inflationsdifferenziale typischerweise trendstationär sind. Nominalzinsdifferenziale sind dagegen  $I(1)$ -Prozesse für Frankreich, Italien, das Vereinigte Königreich und die Vereinigten Staaten von Amerika, während für die Niederlande, Belgien und Dänemark  $I(0)$ -Prozesse vorliegen. Nichtstationäre Nominalzinsdifferenziale und stationäre Inflationsdifferenziale können *per Definition* nicht kointegriert sein. Die Tests zeigen jedoch auch bei denjenigen Ländern, deren Nominalzinssatzdifferenziale  $I(1)$ -Prozessen unterliegen, einen  $I(0)$ -Prozeß bei den Realzinsdifferenzialen an, was ein Indiz für die geringe Macht der Stationaritätstests bei der Unterscheidung einer Einheitswurzel und einer Wurzel in der Nähe von Eins ist. Da uns primär die permanenten Komponenten von spekulativen Attacken interessieren und Risikoprämien empirisch durch Nichtstationarität bzw. einen hohen Grad an Persistenz gekennzeichnet sind,<sup>14</sup> verwenden wir für alle

<sup>13</sup> Zu diesen beiden Punkten siehe auch *Clarida und Galí (1995)*.

Länder die ersten Differenzen der Realzinsdifferentialen zur Quantifizierung der persistenten Komponente von spekulativen Schocks, auch wenn dies bei Ländern mit niveaustationären Realzinsdifferentialen wenig Raum für persistente spekulative Attacken läßt.

## G. Zusammenfassung

Zwei Typen von Modellen zu Währungskrisen koexistieren in der Literatur: Modelle der ersten Generation sehen spekulative Attacken als Reaktion von Finanzmärkten auf fundamentale makroökonomische Ungleichgewichte, die unvereinbar mit fixen Paritäten sind. Modelle der zweiten Generation sehen selbsterfüllende Spekulation als Hauptursache von Währungskrisen. In einigen neueren Artikeln wird der Versuch unternommen, zwischen beiden Modelltypen empirisch zu unterscheiden und die Ursachen spekulativer Attacken zu identifizieren. Der vorliegende Beitrag erweitert diese Literatur, indem er einen neuen empirischen Ansatz zur Quantifizierung fundamentaler und spekulativer Ursachen von Währungskrisen vorstellt. Die Grundlage der empirischen Untersuchung bildet ein theoretisch fundiertes strukturelles vektorautoregressives Modell, welches für die DM Wechselkurse einer Reihe von Ländern empirisch getestet wird. Unsere Ergebnisse legen nahe, daß nur die Währungskrisen des Französischen Franc in den Jahren 1992 – 93 eine substantielle spekulative Komponente besaßen.

## H. Literatur

- Agenor, P.-R./Bhandari, J. S./Flood, R. P.*, 1992, „Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crisis“, IMF Staff Papers, 39, S. 357 - 394.
- Artis, M./Zhang, W.*, 1995, „International Business Cycles and the ERM: Is there a European Cycle?“, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1191.
- Balassa, B.*, 1964, „The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal“, Journal of Political Economy, 72, S. 584 - 596.
- Bayoumi, T./Eichengreen, B.*, 1992a, „Shocking Aspects of European Monetary Unification“, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 643.
- 1992b, „Macroeconomic Adjustment Under Bretton Woods and the Post-Bretton-Woods Float: An Impulse Response Analysis“, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 729.
- Bensaid, B./Jeanne, O.*, 1994, „The Instability of Fixed Exchange Rate Systems when Raising the Nominal Interest Rate is Costly“, Mimeo.

---

<sup>14</sup> Der Übersichtsartikel von *Engel* (1996) belegt diese Zeitreiheneigenschaften der Risikoprämie anhand ausführlicher Referenzen der entsprechenden empirischen Literatur.

- Blanchard, O. J./Quah, D.*, 1989, „The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,“ *American Economic Review*, 79, S. 655 - 673.
- Branson, W.*, 1979, „Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy,“ in: Lindbeck, A. (Hrsg.), *Inflation and Employment in Open Economies*, Amsterdam, North Holland, S. 189 - 224.
- Buiter, W./Pesenti, P./Corsetti, G.*, 1995, „Interpreting the ERM Crisis: Country-Specific and Systemic Issues,“ Mimeo.
- Buiter, W./Pesenti, P./Corsetti, G.*, 1996, „A Centre-periphery Model of Monetary Coordination and Exchange Rate Crisis,“ Mimeo.
- Campbell, J. Y./Clarida, R.*, 1987, „The Term Structure of Euromarket Interest Rates: An Empirical Investigation,“ *Journal of Monetary Economics*, 19, S. 25 - 44.
- Canzoneri, M. B./Vallés, J./Vinals, J.*, „Do Real Exchange Rates Move to Address International Macroeconomic Imbalances?,“ *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1498*.
- Canzoneri, M. B./Cumby, R. E./Diba, B.*, 1996, „Relative Labour Productivity and the Real Exchange Rate in the Long-run: Evidence for a Panel of OECD Countries,“ *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1464*.
- Cassel, G.*, 1922, *Money and Foreign Exchange After 1914*, Constable & Co., New York.
- Clarida, R./Galí, J.*, 1995, „Sources of Real Exchange Rate Movements: How Important are Nominal Shocks?,“ *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 41.
- Claessens, S.* 1991, „Balance of Payments Crisis in an Optimal Portfolio Model,“ *European Economic Review*, 35, S. 81 - 101.
- Dellas, H./Stockman, A.*, 1993, „Self-Fulfilling Expectations, Speculative Attacks and Capital Controls,“ *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, S. 721 - 730.
- Dickey, D. D./Fuller, W. A.*, 1981, „Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,“ *Econometrica*, 49, S. 1057 - 1072.
- Dornbusch, R.*, 1976, „Expectations and Exchange Rate Dynamics,“ *Journal of Political Economy*, 84, S. 1161 - 1176.
- Drazen, A./Masson, P.*, 1994, „Credibility of Policies versus the Credibility of Policymakers,“ *Quarterly Journal of Economics*, 109, S. 735 - 754.
- Eichengreen, B./Rose, A./Wyplosz, C.*, 1994, „Exchange Rate Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks,“ *Economic Policy*, 21, S. 251 - 296.
- 1995, „Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System,“ in: Canzoneri, M., P. Masson und V. Grilli, eds, *Transatlantic Economic Issues*, Cambridge University Press, Cambridge, U.K.
  - 1995, „Contagious Speculative Attacks,“ *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1453*.
- Engel, C.*, 1996, „The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence,“ *Journal of Empirical Finance*, 3, S. 123 - 192.

- Faust, J./Leeper, E.*, 1993, „Do Long-run Identifying Restrictions Identify Anything?“, Mimeo (Federal Reserve Board, Washington D.C.).
- Flood, R. P.*, 1981, „Explanations of Exchange Rate Volatility and other Empirical Regularities in Some Popular Models of the Foreign Exchange Market.“ Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 15.
- Flood, R. P./Garber, P.*, 1984a, „Collapsing Exchange-Rate Regimes: Some Linear Examples.“ *Journal of International Economics*, 17, S. 1 - 13.
- 1984b, „Gold Monetization and Gold Discipline.“ *Journal of Political Economy*, 92, S. 90 - 107.
- Flood, R./Marion, N.*, 1996, „Speculative Attacks: Fundamentals and Self-Fulfilling Prophecies.“ Mimeo.
- Fuller, W. A.*, 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- Gali, J.*, 1992, „How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?“, *Quarterly Journal of Economics*, 107, S. 709 - 738.
- Gerlach, S./Smeets, F.*, 1994, „Contagious Speculative Attacks.“ Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1055.
- Goldberg, L.*, 1994, „Predicting Exchange Rate Crisis: Mexico Revisited.“ Mimeo.
- Gros, D.*, 1992, „Capital Controls and Foreign Exchange Market Crisis in the EMS.“ *European Economic Review*, 36, S. 1533 - 1544.
- Jeanne, O.*, 1994, „Are Currency Crises Caused by the Fundamentals or by Self-fulfilling Speculation? A Test.“ ENPC-CERAS Working Paper.
- Jeanne, O./Masson, P.*, 1996, „Was the French Franc Crisis a Sunspot Equilibrium?“, Mimeo.
- Johansen, S./Juselius, K.*, 1990, *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, S. 169 - 210.
- Kaminsky, G.*, 1996, „Currency Crises: The Early Warning Signals.“ Mimeo.
- Krugman, P.*, 1979, „A Model of Balance of Payments Crisis.“ *Journal of Money, Credit and Banking*, 11, S. 311 - 325.
- Lippi, M./Reichlin, L.*, 1993, „The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comments.“ *American Economic Review*, 83, S. 644 - 652.
- Mark, N.*, 1995, „Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability.“ *American Economic Review*, 85, S. 201 - 218.
- Masson, P.*, 1995, „Gaining and Loosing ERM Credibility: The Case of the United Kingdom.“ *The Economic Journal*, 105, S. 571 - 582.
- Meese, R. A./Rogoff, K.*, 1988, „Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relationship over The Modern Floating-Rate Period.“ *Journal of Finance*, 43, S. 933 - 948.
- Méltiz, J./Weber, A. A.*, 1996, „The Costs/Benefits of a Common Monetary Policy in France and Germany and Possible Lessons for Monetary Union“, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1041.

- Mussa, M.*, 1982, „A Model of Exchange Rate Dynamics,“ *Journal of Political Economy*, 90, S. 74 - 104.
- Newey, W. K. / West, K. D.*, 1976, „A Simple Positive Definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,“ *Econometrica*, 55, S. 703 - 708.
- Obstfeld, M.*, 1984, „Balance of Payments Crisis and Devaluation,“ *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, S. 208 - 217.
- 1986, „Rational and Self-Fulfilling Balance-of-Payments Crisis,“ *American Economic Review*, 76, S. 72 - 81.
  - 1994, „The Logic of Currency Crisis,“ *National Bureau of Economic Research Discussion Paper No. 4648*.
  - 1995, „International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned ,“ *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, S. 119 - 220.
  - 1996, „Models of Currency Crisis with Self-fulfilling Features,“ *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 1315*.
- Ozkan, F. G. / Sutherland, A.* 1994, „A Model of ERM Crisis,“ *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 879*.
- Perron, P.*, 1988, „Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach,“ *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 297 - 332.
- Phillips, P. C. B.*, 1987, „Time Series Regression with a Unit Root,“ *Econometrica*, 55, S. 277 - 301.
- Phillips, P. C. B. / Perron, P.*, 1988, „Testing for a Unit Root in Time Series Regression,“ *Biometrika*, 75, S. 335 - 346.
- Rogoff, K.*, 1996, „The Purchasing Power Parity Puzzle,“ *Journal of Economic Literature*, 34, S. 647 - 668.
- Rose, A. / Svensson, L. E. O.*, 1994, „European Exchange Rate Credibility Before the Fall,“ *European Economic Review*, 38, S. 1185 - 1216.
- Samuelson, P.*, 1964, „Theoretical Notes on Trade Problems,“ *Review of Economics and Statistics*, 46, S. 145 - 154.
- Shapiro, M. / Watson, M. W.*, 1988, „Sources of Business Cycle Fluctuations,“ *NBER Macroeconomics Annual*, (Hrsg.) S. Fischer, Cambridge, MA.: MIT Press.
- Stock, J. H.*, 1991, „Confidence Intervals for the Largest Unit Root in U.S. Macroeconomic Time Series“, *Journal of Monetary Economics*, 28, S. 435 - 459.
- Sutherland, A.*, „Currency Crisis and the Term Structure of Interest Rates,“ *Mimeo*.
- Weber, A. A.*, 1991, „Credibility, Reputation and the European Monetary System,“ *Economic Policy*, 12, S. 57 - 102.
- 1994, „Testing Long-run Neutrality: Empirical Evidence from the G7-Countries with Special Emphasis on Germany.“ *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, S. 67 - 117



- 1995, „Discussion of ‚Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates: An Empirical Exploration with Special Reference to the European Monetary System‘,“ *Economic Policy*, 21, S. 251 - 296.
  - 1996, „Sources of Purchasing Power Disparities Between the G3 Economies,“ *Journal of Japanese and International Economics*, erscheint demnächst.
  - 1997, „Sources of Real Exchange Rate Movements: Europe versus the United States“,“ *European Economic Review*, erscheint demnächst.
- Willman, A.*, 1988, „The Collapse of Fixed Exchange Rates Regimes with Sticky Wages and Imperfect Substitutability Between Domestic and Foreign Bonds,“ *European Economic Review*, 32, S. 1817 - 1838.
- Wyplosz, C.*, 1989, „Capital Controls and Balance of Payments Crisis,“ *Journal of International Money and Finance*, 5, S. 167 - 179.



# Geldpolitik und Volatilitäten auf Finanzmärkten\*

Von Volbert Alexander, Gießen

## A. Einleitung und Problemstellung

Der Einfluß von geldpolitischen Aktionen der Zentralbank auf Finanzmärkte stellt einen gerade in neuen internationalen Studien stark beachteten Problemkreis dar.<sup>1</sup> Einen Schwerpunkt dieser Arbeiten bildet die unterschiedlich hohe Unsicherheit, die in einzelnen geldpolitischen Regimen auf Finanzmärkten beobachtet werden kann. Diese Unsicherheit kann durch die bedingten Varianzen von Finanzmarktzeitreihen im Rahmen von ARCH-Ansätzen gemessen werden (Vgl. *Bollerslev/Chou/Kroner* (1992)). Einen weiteren zentralen Punkt stellt die Analyse von Leitzinsänderungen der Zentralbanken dar. Auf informationseffizienten Finanzmärkten haben diskont- und offenmarktpolitische Maßnahmen Auswirkungen auf Zinsen, Aktien- und Wechselkurse. Im Rahmen von „event studies“ können ARCH-Modelle benutzt werden, um auch diese Phänomene zu quantifizieren (*Goodhart/Hall/Henry/Pesaran* (1993)).

Bezüglich der volkswirtschaftlichen Bedeutung von Finanzmarktvolatilitäten sind stark divergierende Positionen zu finden: Generell wird argumentiert, daß steigende Volatilitäten und die damit verbundene größere Unsicherheit zu höheren gesamtwirtschaftlichen Transaktions- und Informationskosten führen, wodurch negative Auswirkungen auf die effiziente Allokation von Produktionsfaktoren, Konsum- und Investitionsentscheidungen und damit das wirtschaftliche Wachstum auftreten (*Cukierman* (1992)).<sup>2</sup> Solche Effekte sind dann bedeutsam, wenn ein spillover stattfindet von Volatilitäten auf kurz- hin zu langfristigen Finanzmärkten mit den daraus resultierenden Auswirkungen speziell auf Investitionsentscheidungen

---

\* Die vorliegende Untersuchung basiert zum großen Teil auf Analysen, die derzeit im Rahmen eines von der DFG geförderten Projektes erarbeitet und in vier von *Ahrens/Alexander/Wasmund* (1995, 1996), *Wasmund/Alexander/Ahrens* (1996) und *Wasmund/Alexander/Feth* (1996) fertiggestellten Studien dokumentiert sind.

<sup>1</sup> An dieser Stelle sei auf die Beiträge von *Eichenbaum/Evans* (1995), *Garfinkel* und *Thornton* (1995), *Hamilton* (1996), *Hamilton/Susmel* (1994), *Ho/Saunders* (1985), *Thornton* (1994) und *Strongin* (1995) verwiesen.

<sup>2</sup> Ein von Cukierman in diesem Kontext zusätzlich diskutierter Effekt besteht darin, daß häufige, überraschende geldpolitische Aktionen die Glaubwürdigkeit der Zentralbank verringern.

(*Dixit/Pindyck* (1994)). Tragen nun geldpolitische Aktionen in einem solchen Umfeld zu einer Erhöhung von Unsicherheiten auf Finanzmärkten bei, so verursachen sie volkswirtschaftliche Kosten, unabhängig von ihren Effekten auf den „mean-process“ makroökonomischer Variablen.

Demgegenüber wird von vielen professionellen Finanzmarkttransakteuren betont, daß Volatilitäten eine notwendige Voraussetzung für gewinn- (und verlust- !) bringenden Handel darstellen und eine starke Reduzierung der Ausschläge zu einer rigorosen Senkung der Handelsvolumina an den internationalen Finanzbörsen führen würde. Bleiben beobachtete Finanzmarktvolatilitäten ohne signifikante Auswirkungen auf reale makroökonomische Entwicklungen, so tragen sie durch das Attrahieren vieler Anbieter und Nachfrager auf Finanzmärkten zur Lenkung von nationalen und internationalen Kapitalströmen in effizientere Verwendungsbereiche bei.<sup>3</sup>

Ausgangspunkt für die folgende Untersuchung ist die Frage, in welchem Umfang geldpolitische Aktionen (Zentralbankratsitzungen, Leitzinsänderungen) der deutschen Bundesbank zu Unsicherheiten auf den kurz- und langfristigen deutschen Finanzmärkten führen. Im einzelnen wird analysiert, wie sich Tages-, Monats- und langfristige Kapitalmarktzensen sowie Aktien- und Wechselkurse kurz vor und nach Zentralbankratsitzungen bzw. Änderungen des Diskont- und Lombardsatzes verhalten. Bezüglich des Zusammenhangs zwischen geldpolitischen Maßnahmen und den Niveaus bzw. der Richtung obiger Variablen kann unter anderem auf die Arbeiten von *Franke/Meyer* (1996), *Jaenicke* (1995) und *Rohde* (1995) verwiesen werden.

Ein für die durchgeführte, vorwiegend empirische Studie elementar wichtiger Aspekt besteht in der Berücksichtigung von unterschiedlichen geldpolitischen Regimen, innerhalb derer Aktionen der Zentralbank erfolgen. Regimewechsel verändern den Prozeß der Informationsgewinnung, den Informationsgehalt sowie die Informationsverarbeitung auf Finanzmärkten, so daß Volatilitäten und damit verbundene Unsicherheiten regimeabhängig sind. Die große Bedeutung von unterschiedlichen geldpolitischen Regimen auf den „variance-process“ von kurz- und langfristigen Zinsen wird in Arbeiten von *Ahrens, Alexander* und *Wasmund* (1995) und *Wasmund/Alexander/Ahrens* (1996) eindeutig belegt.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In Kapitel B. wird der theoretische Hintergrund für die analysierte Fragestellung anhand vorhandener wichtiger Beiträge dargestellt. Dabei steht die Reaktion eines informationseffizienten Marktes auf erwartete und unerwartete (news) Schocks im Vordergrund. In Kapitel C. werden die verwendeten Daten analysiert und die methodischen Probleme diskutiert, die bei

---

<sup>3</sup> In einer kürzlich durchgeführten Studie, in welcher die „spill-over“-Hypothese zwischen kurz- und langfristigen Zinsen anhand des „common volatility“-Ansatzes von *Engle/Ito/Lin* (1990) und *Ito/Engle/Lin* (1992) untersucht wird, weisen *Ahrens/Alexander/Wasmund* (1996) nach, daß kaum signifikante Effekte in Volatilitäten von kurz- hin zu langfristigen Zinsen auftreten, sondern eher eine indirekte Kausalbeziehung besteht.

der Berechnung von zeitvariablen, bedingten Varianzen entstehen. Es werden hier weiter die statistischen Verfahren dargestellt, die für die Generierung von Inputzeitreihen für die späteren empirischen Tests verwendet worden sind. Da Aktionen der Bundesbank primär kurzfristige Zinsen beeinflussen – seit dem Übergang der Bundesbank zur flexiblen Geldmarktsteuerung im Februar 1985 befanden sich die Tageszinsen immer im Band zwischen Diskont- und Lombardsatz – befaßt sich Kapitel D. speziell mit dem Einfluß von Zentralbankratsitzungen auf die Volatilität von Tages- und Monatszinsen. In Kapitel E. wird die Analyse teils verengt, teils erweitert: Es werden nur noch Diskont- und Lombardsatzänderungen in ihrem Effekt auf die Volatilität von Finanzmärkten betrachtet. Andererseits werden neben den kurzfristigen Zinsen (Tages-, Monatsgeldsatz) auch langfristige Finanzmärkte (Kapitalmarktzinsen, Aktienkurse) sowie mit dem DM/\$-Wechselkurs auch der Devisenmarkt in die Analyse einbezogen. Kapitel F. faßt die Hauptergebnisse zusammen.

## **B. Theoretischer Hintergrund**

### **I. Informationsverarbeitung auf effizienten Märkten**

Rational handelnde Transakteure verwenden alle zur Verfügung stehenden relevanten Informationen bei ihren Angebots- und Nachfrageentscheidungen, so daß auf informationseffizienten Finanzmärkten Preisänderungen nur durch „news“ hervorgerufen werden. Ein Teil dieser neuen Informationen, mit denen auf Finanzmärkten tätige Transakteure konfrontiert werden, tritt unerwartet und völlig erratisch auf („surprises“), so daß eine Preisanpassung erst im Nachhinein erfolgen kann. Andere „news“ wie etwa geldpolitische Aktionen, Bekanntgaben von Fiskal-, Außenwirtschafts-, Beschäftigungsdaten etc. erreichen den Markt an bestimmten, vorher bekannten Tagen; ihr Einfluß auf Finanzmärkte läßt sich im Rahmen der bekannten „event-studies“ analysieren (*Goodhart/Hall/Henry/Pesaran (1993)*). Finanzmarkttransakteure reagieren in diesen Fällen mit einer Anpassung ihrer Portfolios schon vor der neuen Information, so daß die Erwartungen über die „news“ schon im voraus zu Preisänderungen führen. Nur der nicht erwartete Teil dieser „events“ hat dann nachträgliche Portfolioanpassungen und damit Preisänderungen zur Folge. Dabei sind die Reaktionen von Assetpreisen und Marktzinsen um so größer, je stärker neue Informationen zu fundamentalen Änderungen in der Einschätzung künftiger Entwicklungen führen; Erwartungskorrekturen sind vom Informationsgehalt der „news“ abhängig.

Durch jede Aktion der Zentralbank (Zentralbankratsitzungen, Leitzinsänderungen, Festsetzung der Konditionen für Wertpapierpensionsgeschäfte, Devisenverkäufe oder -käufe, Verlautbarungen von Mitgliedern des Zentralbankrats etc.) werden den Marktteilnehmern neue, zur Beurteilung der künftigen Geldpolitik rele-

vante Informationen zugespielt. Auch nicht erfolgte, erwartete Maßnahmen vergrößern die Informationsmenge für Finanzmarkttransakteure, indem sie bestehende Unsicherheiten über vermutete geldpolitische Entwicklungen auflösen. Gerade Zentralbankratsitzungen und bekannte Termine über „money announcements“ werden von Finanzmarkttransakteuren als potentielle Quelle neuer Informationen genauestens analysiert; sie haben um so stärkere Auswirkungen auf asset-Preise und Zinsen, je höher der Zuwachs an relevanten Informationen ist (*Terhan* (1995)).

## II. Theoretische Ansätze zu Wirkungsmechanismen und Konsequenzen für empirische Tests

Um zu verdeutlichen, daß geldpolitische Aktionen die oben genannten Tages- und Monatszinsen ( $i_s$ ), den Kapitalmarktzins ( $i_i$ ), Aktien- ( $AK$ ) und Wechselkurse ( $E$ ) je nach Einschätzung der Marktteilnehmer unterschiedlich beeinflussen, sei in Anlehnung an die „money-announcement“-Literatur (Vgl. *Cornell* (1983), *Huizinga/Leiderman* (1987), *Hardouvelis* (1987), *Engel/Frankel* (1984), *Roley* (1987)) hier davon ausgegangen, daß die Zentralbank ein restriktives geldpolitisches Signal ( $X$ ) setzt.<sup>4</sup> Für Finanzmarkttransakteure sind grundsätzlich mehrere Interpretationsmöglichkeiten gegeben:

- (a)  $X$  wird interpretiert als permanente Änderung des geldpolitischen Kurses.
- (b)  $X$  wird gesehen als Reaktion auf eine beobachtete Absenkung der Geldnachfrage.
- (c)  $X$  wird aufgefaßt als temporäre Maßnahme etwa zur Liquiditätssteuerung im Bankensystem bei gleichbleibender langfristiger Ausrichtung der Geldpolitik.

Im Fall (a) ergeben sich folgende Reaktionen (expected inflation hypothesis): Neben einem Anstieg von  $i_s$  aufgrund der Liquiditätsverknappung ist ein eher negativer Effekt auf  $i_i$  zu beobachten, da die Inflationserwartungen  $\Pi^e$  aufgrund des als permanent angesehenen restriktiven geldpolitischen Kurses nach unten korrigiert werden; die Zinsstrukturkurve wird flacher. Für  $E$  ergibt sich gemäß der kurzfristigen Zinsparität und langfristiger Kaufkraftparitätsüberlegungen eine Tendenz zur Aufwertung der Inlandswährung. Weniger klar ist der Einfluß auf  $AK$ . Während *Nelson* (1976) und *Fama/Schwert* (1977) davon ausgehen, daß  $\Pi^e$  (und die aktuelle Inflationsrate  $\Pi$ ) einen negativen Effekt auf  $AK$  haben, so daß im vorliegenden Fall  $AK$  ansteigt, zeigen *Geske/Roll* (1983), daß die Einflußrichtung unklar ist, zumal ein permanenter restriktiver geldpolitischer Kurs zu größerem Pessimismus in der Einschätzung der konjunkturellen Entwicklung führt.

---

<sup>4</sup> Die Effekte von erwarteten und unerwarteten geldpolitischen Signalen sind im Kontext der hier folgenden Überlegungen identisch. Allerdings sind sie hinsichtlich des Reaktionszeitraums völlig verschieden.

Für die Alternative (b) ergeben sich völlig andere plausible Reaktionsalternativen. Eine sinkende Geldnachfrage signalisiert eine Absenkung des Outputs (real activity hypothesis). Für  $i_s$  und  $i_l$  ergeben sich kaum Änderungen, da die restriktive geldpolitische Maßnahme lediglich dieser neuen Nachfragesituation Rechnung trägt. Nach Fama (1982) bilden sich aufgrund der pessimistischeren Konjunkturreinschätzung eher Erwartungen über sinkende Zinsen aus, insbesondere dann, wenn von einer permanenten Senkung der Geldnachfrage ausgegangen wird.<sup>5</sup> Eine Senkung der Nachfrage nach Inlandsgeld läßt  $E$  ansteigen, da die Inlandswährung als abwertungsverdächtig gilt. Der Effekt auf  $AK$  ist eindeutig negativ.

Wird  $X$  als temporäre Maßnahme aufgefaßt (Fall (c)), so sind die Wirkungen auf  $i_l$  und  $AK$  vernachlässigbar; einem Anstieg von  $i_s$  aufgrund der gesunkenen Liquidität steht kein Effekt im langfristigen Kontext gegenüber. Für  $E$  ergibt sich eine transitorische Senkung aufgrund der gestiegenen kurzfristigen Inlandszinsen.

Zieht man ein Fazit aus diesen Überlegungen, so ist festzuhalten, daß  $i_s$ ,  $i_l$ ,  $E$  und  $AK$  sehr unterschiedlich auf geldpolitische Aktionen reagieren können. Unter dem Aspekt der Volatilitäten auf Finanzmärkten liegt der Schluß nahe, daß die Unsicherheit über die Entwicklung obiger Größen zunimmt zu Zeiten wichtiger geldpolitischer Ereignisse. Bezogen auf die Bundesrepublik sollten daher höhere Volatilitäten um die Zentralbankratsitzungen herum zu beobachten sein und zwar insbesondere dann, wenn die Markttransakteure mit wichtigen geldpolitischen Beschlüssen rechnen.

Im einzelnen kommt es zu einer Erhöhung der Volatilitäten in den Tagen vor den Zentralbankratsitzungen, bzw. erwarteten Leitzinsänderungen aufgrund von antizipierten geldpolitischen Aktionen, da Transakteure auf Finanzmärkten ihre Portfolios an ihre geänderten Einschätzungen bezüglich der Geldpolitik anpassen. Unerwartete Zentralbankaktionen müssen hingegen zu Portfolioanpassungen unmittelbar danach führen, so daß die Volatilität von  $i_s$ ,  $i_l$ ,  $E$  und  $AK$  in der Zeit kurz nach dem Erhalt der überraschenden Information ebenfalls ansteigt. Es ist ferner davon auszugehen, daß der „variance-process“ von  $i_s$  am signifikantesten durch geldpolitische Aktionen beeinflusst wird, da die Bundesbank einen sehr direkten Einfluß auf den kurzfristigen Geldmarkt ausübt.

Um ein empirisches Bild über das Ausmaß der Unsicherheiten zu gewinnen, die aufgrund von Maßnahmen der Bundesbank auf den deutschen Finanzmärkten entstehen, werden folgende Tests durchgeführt:

- (1) Die Unsicherheiten auf den Märkten für Tages- und Monatsgeld – gemessen mit Hilfe der bedingten Varianzen – in Wochen mit Zentralbankratsitzungen werden mit den entsprechenden Größen in Wochen ohne Zentralbankratsitzungen verglichen. Ein signifikanter Unterschied in den bedingten Varianzen deutet darauf hin, daß das Ausmaß der Unsicherheit durch diese wichtigen geldpolitischen Aktionen beeinflusst wird.

---

<sup>5</sup> In diesem Fall ist vor allem der langfristige Zins  $i_l$  betroffen.



- (2) Durch den Vergleich der bedingten Varianzen an den fünf einzelnen Wochentagen in Wochen mit Zentralbankratsitzungen soll deutlich gemacht werden, in welcher Weise das Ausmaß der Unsicherheit um den Zeitpunkt der Sitzung des Zentralbankrats herum (immer donnerstags) verteilt ist. Hohe Varianzen am Montag, Dienstag, Mittwoch und Donnerstag sprechen dafür, daß Finanzmarktteilnehmer ihre Portfolios in Erwartung der Sitzung und der resultierenden Beschlüsse umarrangieren. Hohe Varianzen am Freitag lassen auf Portfolioanpassungen in Folge von nicht erwarteten Beschlüssen schließen.
- (3) Es wird der Einfluß von Diskont- und Lombardsatzänderungen
- auf die Volatilität von Tages- und Monatszinsen,<sup>6</sup>
  - auf die Volatilität des langfristigen deutschen Kapitalmarktzinses,
  - auf die Volatilität des FAZ-Index<sup>7</sup> und
  - auf die Volatilität des DM/\$-Kurses<sup>8</sup>

mit Hilfe von „event-Studies“ untersucht.

### III. Die Bedeutung von geldpolitischen Regimewechseln

Geldpolitische Aktionen führen je nach Art des zugrundeliegenden Regimes zu sehr unterschiedlichen Effekten. Demzufolge werden „news“ über das Handeln der Zentralbank verschieden interpretiert und lösen auch je nach Regime divergierende Anpassungen aus. Auch ist der Zuwachs an relevanten Informationen selbst bei identischen „news“ von Regime zu Regime anders. Als Konsequenz ergibt sich, daß auch die durch geldpolitische Aktionen ausgelösten Volatilitäten (besonders im kurzfristigen Bereich) regimeabhängig sind (*Ahrens/Alexander/Wasmund* (1995)).

Für die vorliegende Untersuchung ist insbesondere der Übergang von einer starren zu einer flexiblen Geldmarktsteuerung im Februar 1985 wichtig (Vgl. *Rohde* (1995)). Innerhalb des Systems der starren Geldmarktsteuerung orientiert sich der Tagesgeld- oft direkt an Lombard- und Sonderlombardsatz, geänderte Geldmarktkonstellationen schlagen sich lediglich im Grad der Inanspruchnahme von Lombard- (Sonderlombard-) krediten nieder. Die Geldmarktsteuerung wird als starr bezeichnet, da der Tagesgeldsatz oft keine Knappheitsverhältnisse am Geldmarkt zum Ausdruck bringt.

<sup>6</sup> Die Auffassung, daß Zentralbanken durch Änderungen ihrer Leitzinsen einen dominanten Einfluß auf kurzfristige Zinsen ausüben, ist in der Literatur unbestritten (*Cook und Hahn* (1988, 1989), *Thornton* (1982, 1994)).

<sup>7</sup> Zu Wirkungen von Diskontsatzänderungen auf Aktienkurse siehe: *Franke/Meyer* (1996), *Jensen/Johnson* (1993), *Pierce/Roley* (1983, 1985), *Smirlock/Yawitz* (1985), *Roley/Troll* (1984) und *Waud* (1970).

<sup>8</sup> Vgl. *Batten/Thornton* (1985), *Brown* (1981), *Hardouvelis* (1985).

Im System der seit Februar 1985 praktizierten flexiblen Geldmarktsteuerung spiegelt der Tagesgeldzins die bestehenden Knappheitsverhältnisse auf dem Geldmarkt wider, er ist zugleich Operationsziel und geldpolitischer Indikator. Auftretende Geldangebotschocks sind von allen Marktteilnehmern am Tageszins ablesbar (Vgl. zur Beziehung zwischen Tagesgeldzins und Geldangebotsschocks von *Hagen* (1988, S. 93)). Die Flexibilität der Steuerung erhält die Bundesbank durch wöchentlich abgeschlossene Wertpapierpensionsgeschäfte, mit denen sie in der Lage ist, den Bestand an Zentralbankgeld aktiv zu beeinflussen und somit die Geldbasis jederzeit zu kontrollieren.

Der Unterschied zwischen starrer und flexibler Geldmarktsteuerung wird in einem Szenario deutlich, in dem es im Inland zu Devisenzuflüssen kommt. Innerhalb des Systems der starren Geldmarktsteuerung führen Devisenzuflüsse zunächst zu einem Abbau der Lombardverschuldung der Banken bei der Zentralbank. Erst nachdem dieser Teil der Lombardverschuldung abgebaut ist, beginnt der Tageszins zu sinken. Die zur Sterilisierung notwendigen restriktiven Maßnahmen, wie die Erhöhung von Diskont- und Lombardsatz oder die Erhöhung der Mindestreservesätze, können dann erst auf der nächsten Zentralbankratsitzung vorgenommen werden. Bei starrem Tageszins führen Geldangebotsschocks daher zu größeren temporären Veränderungen der Geldbasis. Demgegenüber führen Devisenzuflüsse bei einer flexiblen Geldmarktsteuerungsstrategie sofort zu Zinssenkungen.

Für die nachfolgende Studie ergibt sich aus dieser Überlegung die Konsequenz, den „variance-process“ der Variablen  $i_s$ ,  $i_t$ ,  $E$  und  $AK$  getrennt für die beiden geldpolitischen Regime zu untersuchen.

## C. Methodische Probleme

### I. Verwendete Zeitreihen

Da geldpolitische Aktionen der Bundesbank unmittelbar die Geldmarktzinsen beeinflussen, gilt dem Tages- und Monatszins in den folgenden Untersuchungen besonderes Interesse.<sup>9</sup>

Einen zweiten Schwerpunkt der Analyse stellt der Einfluß geldpolitischer Maßnahmen auf langfristige Zinsen, Aktien und Wechselkurse dar. Der verwendete langfristige Zins entspricht der Umlaufrendite einer 10-jährigen Staatsanleihe (Benchmark Bond). Als repräsentative Zeitreihe für Aktien- und Devisenmärkte wurden der FAZ-Index und der DM-Dollar-Wechselkurs ausgewählt.

---

<sup>9</sup> Die Zeitreihen für Tages- und Monatszinsen wurden zuvor um Ausreißer bereinigt. Zu extrem hohen oder niedrigen Werten für diese Zinsen kann es aufgrund von Liquiditätsschwemmen oder Liquiditätsengpässen kommen, die jedoch im Rahmen des Untersuchungsobjekts irrelevant sind.

Die verwendeten Daten sind auf täglicher Basis erhoben und stammen von *Datastream*.<sup>10</sup> Der betrachtete Untersuchungszeitraum reicht vom 1. 1. 1982 bis zum 1. 11. 1994. Die Tage, an denen in diesem Zeitraum Zentralbankratsitzungen stattgefunden haben, stammen aus Pressemeldungen in den Tageszeitungen *Handelsblatt* und *Frankfurter Allgemeine Zeitung*.<sup>11</sup> Die Daten der Ankündigungen von Diskont- und Lombardsatzänderungen sind den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank entnommen. Die Abbildung 1 bis 5 zeigen die Originalzeitreihen und ihre ersten Differenzen.

Es wird deutlich, daß die differenzierten Zeitreihen in einigen Perioden sehr starken Schwankungen unterliegen, in anderen Perioden dagegen relativ stabil sind. Damit weisen sie ein typisches Charakteristikum von Finanzmarktzeitreihen auf (*Mandelbrot (1963)*):

„large changes tend to be followed by large changes – of either sign – and small changes tend to be followed by small changes“.

Obwohl die leicht beobachtbaren zeitabhängigen Volatilitäten seit langem bekannt sind, wurden sie bei der traditionellen Zeitreihenanalyse, etwa im Ansatz von *Box/Jenkins (1976)*, vernachlässigt. Erst mit dem von *Engle (1982)* eingeführten und von *Bollerslev (1986)* verallgemeinerten ARCH- bzw. GARCH-Ansatz wird es möglich, bedingte Varianzen einer Zeitreihe als autoregressiven Prozeß zu modellieren und so den beobachtbaren Eigenschaften von Finanzmarktzeitreihen Rechnung zu tragen. Zugleich lassen sich mögliche Einflußgrößen des Varianzprozesses analysieren.

Eine Voraussetzung für die Modellierung der bedingten Varianzen als ARCH-Prozeß ist die Stationarität der betrachteten Zeitreihe. Ist eine Zeitreihe instationär, so kann sie durch d-maliges Differenzieren in eine stationäre Zeitreihe überführt werden; d wird als Integrationsgrad bezeichnet.

---

<sup>10</sup> Alle verwendeten Zinszeitreihen werden vor 14.00 Uhr erhoben. Der DM-Dollar Wechselkurs wird um 17.30 Uhr deutscher Zeit am Londoner Interbankenmarkt erfaßt. Der FAZ-Index basiert auf Börsenschlußkursen von 13.30 Uhr. Die Datastream-Codes lauten: GERMDRD, GERMDRM, BDBRYLD, FAZINDX und DMARKER / USDOLLR. Die Daten wurden uns freundlicherweise von der Dresdner Bank zu Verfügung gestellt.

<sup>11</sup> Die Mitteilungen haben gewöhnlich folgenden Wortlaut: Auf seiner Sitzung am gestrigen Donnerstag hat der Zentralbankrat erwartungsgemäß keine kreditpolitischen Entschlüsse gefaßt.

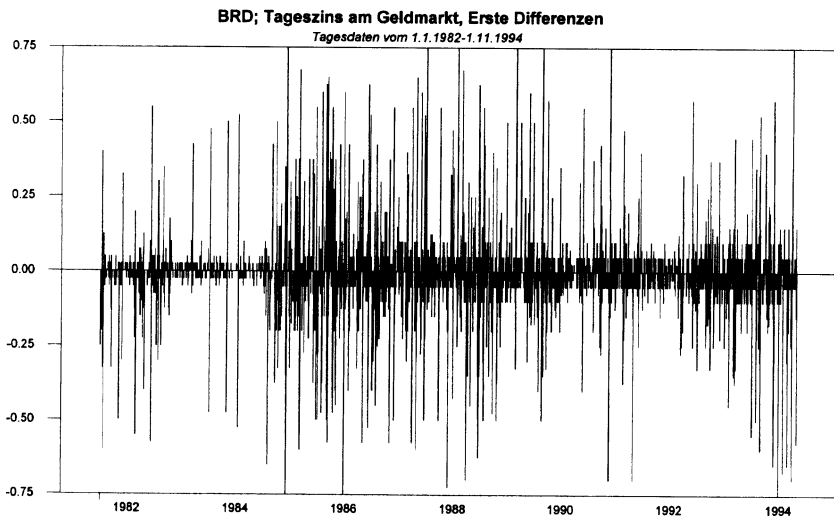
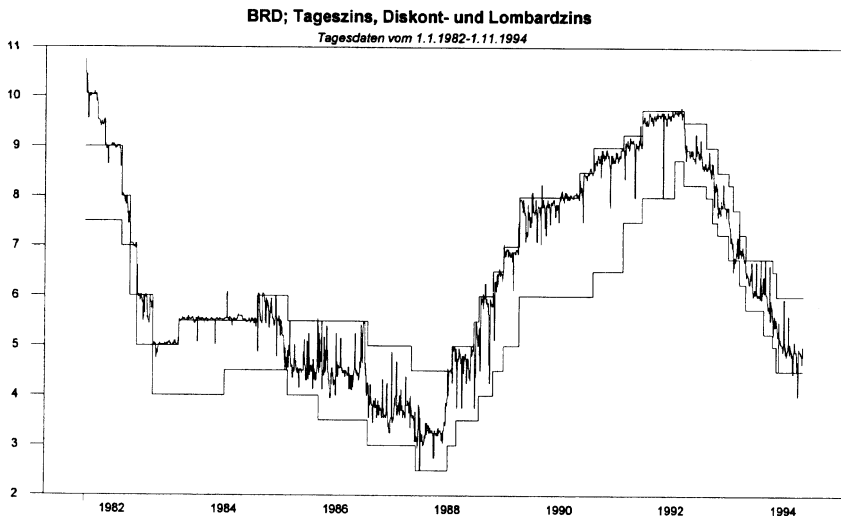


Abbildung 1: Tageszins am Geldmarkt: Niveau und erste Differenzen  
1. 1. 1982 bis 1. 11. 1994

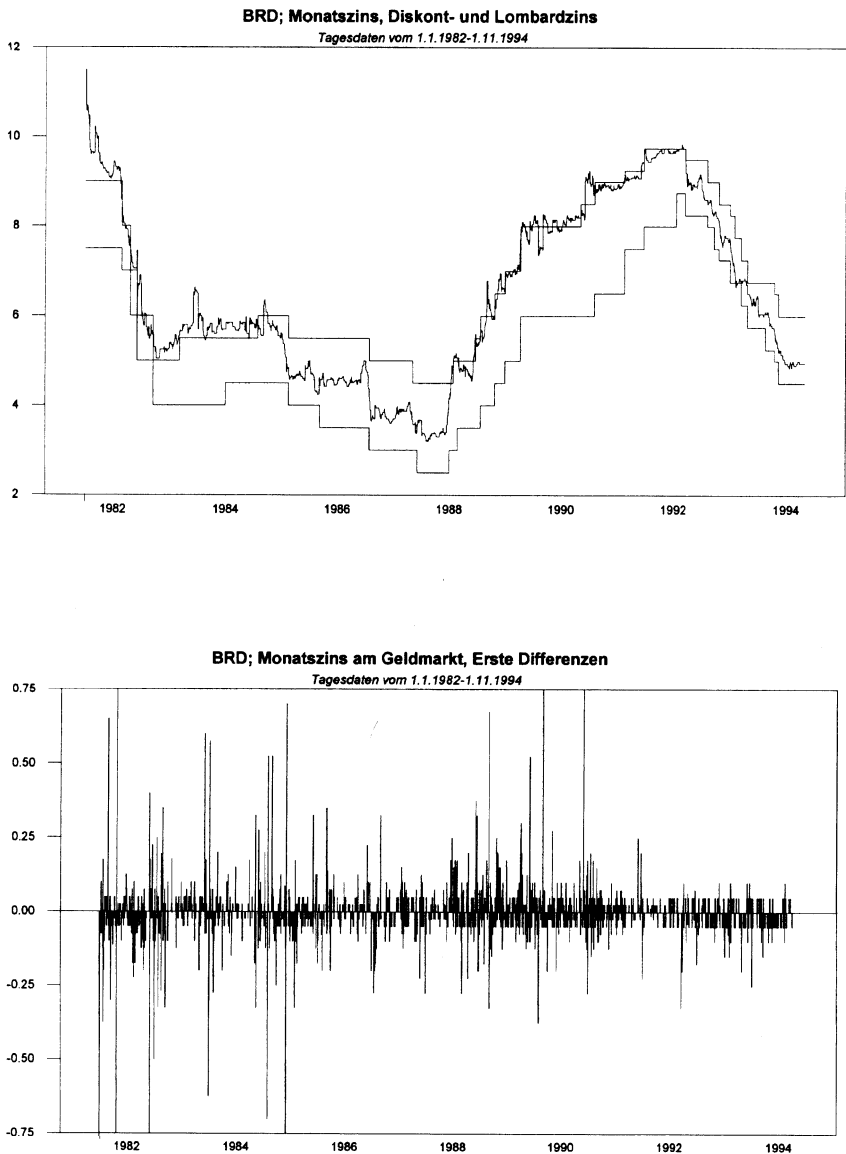


Abbildung 2: Monatszins am Geldmarkt: Niveau und erste Differenzen  
1. 1. 1982 bis 1. 11. 1994

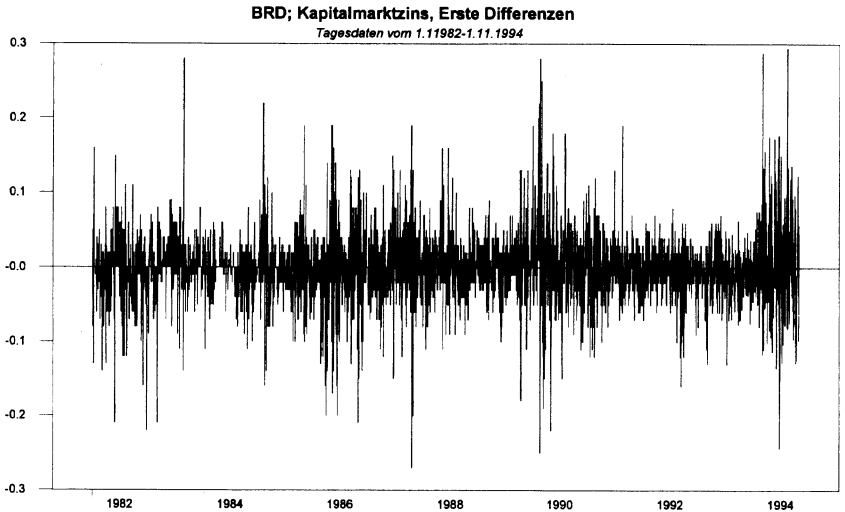
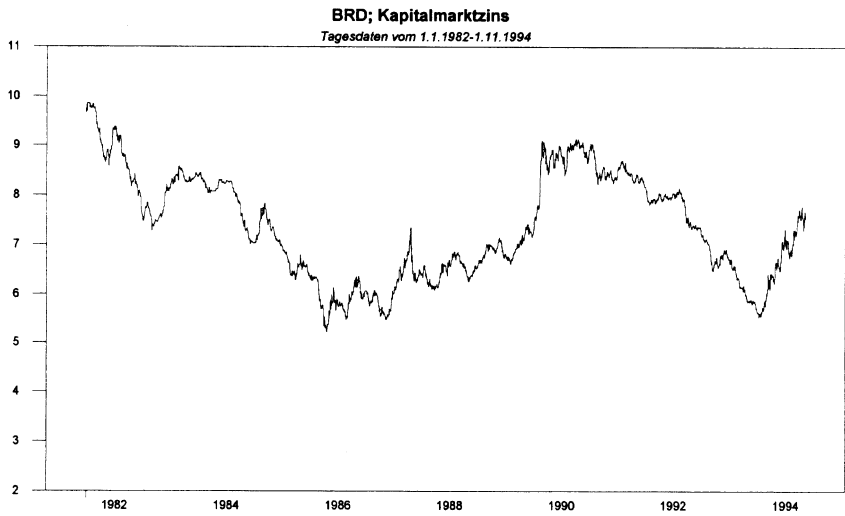


Abbildung 3: Kapitalmarktzins: Niveau und erste Differenzen  
1. 1. 1982 bis 1. 11. 1994

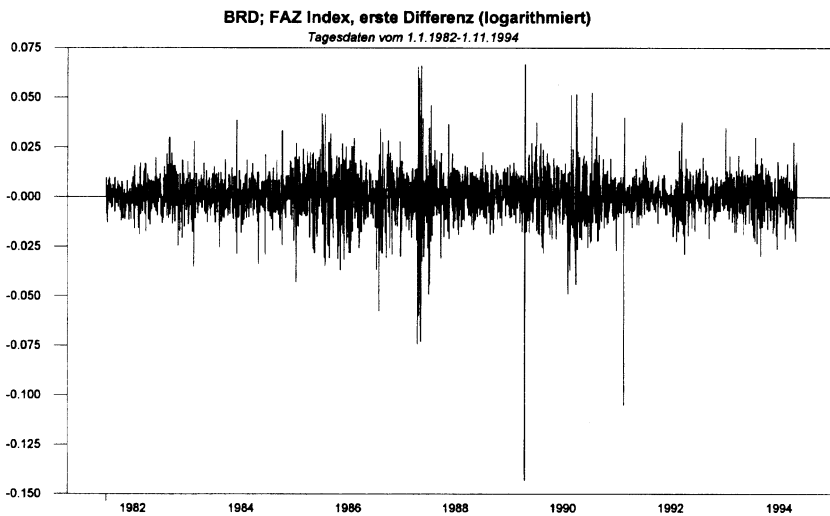


Abbildung 4: FAZ-Index: Niveau und erste Differenzen  
1. 1. 1982 bis 1. 11. 1994



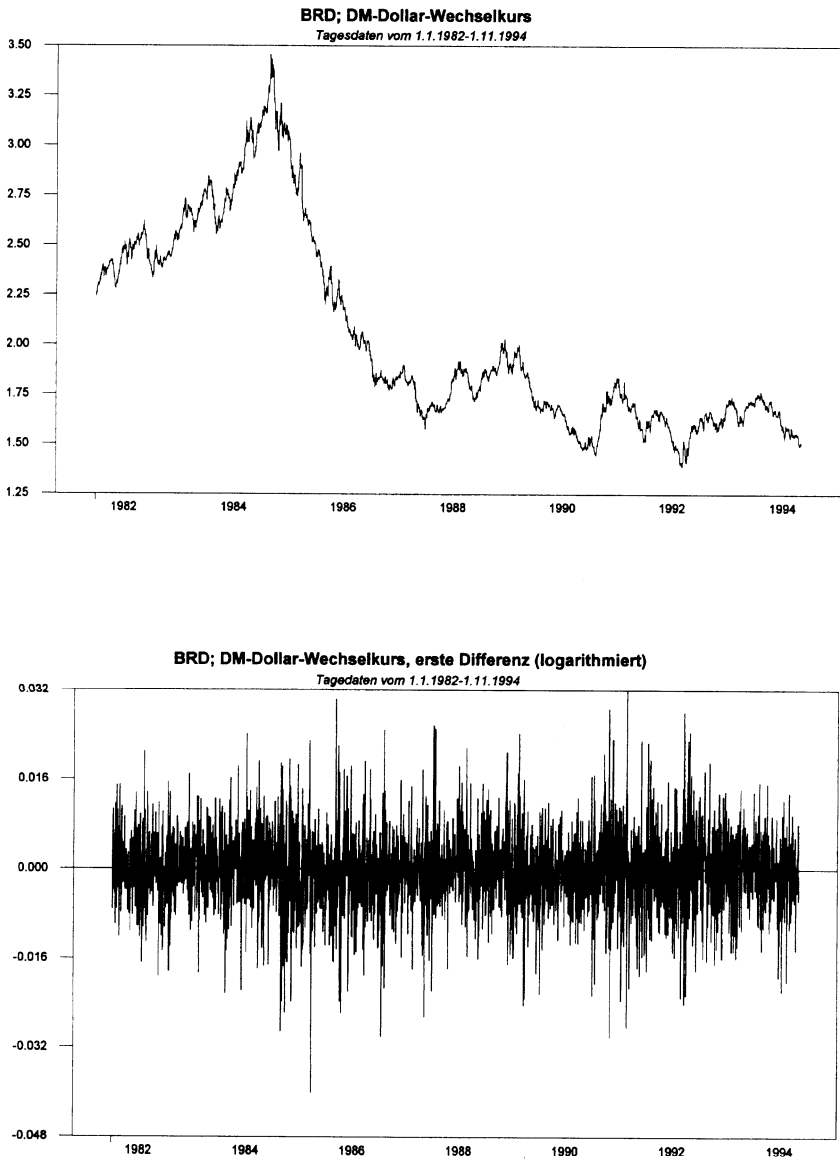


Abbildung 5: DM-Dollar Wechselkurs: Niveau und erste Differenzen  
1. 1. 1982 bis 1. 11. 1994

## II. Ergebnisse der Unit-Root-Tests

Ein formales Verfahren zur Bestimmung des Integrationsgrads bieten die von Fuller (1976), Dickey/Fuller (1979, 1981), Dickey/Bell/Miller (1986), Hasza/Fuller (1979), Phillips (1987) und Phillips/Perron (1988) vorgeschlagenen Test auf Unit-Roots. Die Durchführung der für die vorliegenden Zeitreihen problemadäquaten augmented Dickey-Fuller-Tests (ADF-Tests) erfordert die Wahl eines angemessenen Regressionsmodells und einer damit verknüpften Teststatistik. Besteht Unsicherheit über das adäquate Modell, sollte zunächst eine Regressionsgleichung mit konstantem Term und linearem Trend verwendet werden.

$$(1) \quad \nabla y_t = a + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \nabla y_{t-i} + e_t$$

$\nabla$  bezeichnet den Differenzenoperator,  $y_t$  die betrachtete Zeitreihe,  $\rho$  die größte Nullstelle des AR-Polynoms,  $a$  einen konstanten Term und  $e_t$  white-noise-Größen. Mit Hilfe eines gewöhnlichen F-Tests läßt sich die Nullhypothese der Differenzstationarität  $H_0 : ((\rho - 1), \beta) = (0, 0)$  gegen die Alternativhypothese der Trendstationarität  $|\rho| \leq 1$  testen. (Dickey/Fuller (1981, S. 63)). Ist  $e_t$  autokorreliert, müssen verzögert abhängige Variable in den Regressionsansatz aufgenommen werden, um den autokorrelierten Störterm durch einen unkorrelierten zu ersetzen.

Bei Akzeptanz der Nullhypothese ist auf ein Modell mit konstantem Term aber ohne linearen Trend überzugehen, da die in diesem Modell vorgenommenen Tests eine vergleichsweise höhere Macht besitzen (Vgl. Davidson/MacKinnon (1993, S. 702)).

$$(2) \quad \nabla y_t = a + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \nabla y_{t-i} + e_t$$

$y_t$  ist instationär, wenn die Null-Hypothese einer Einheitswurzel  $H_0 : (\rho - 1) = 0$  nicht verworfen werden kann. Über die Annahme oder Ablehnung der Null-Hypothese entscheidet ein Vergleich der  $t$ -Statistik:  $t = \frac{(\hat{\rho}-1)}{\hat{\sigma}_{(\rho-1)}}$  mit den in Fuller (1976, S. 373) tabellierten kritischen Werten. Über die Anzahl der verzögert abhängigen Variablen, die sowohl in (1) als auch in (2) aufgenommen werden müssen, um die Autokorrelationsfreiheit des Störterms sicherzustellen, entscheidet die Ljung-Box-Statistik. Alternativ zur Aufnahme verzögerter  $\nabla y_t$  lassen sich die von Phillips/Perron (PP) entwickelten  $t$ - und  $z$ -Tests anwenden.

Ist die Hypothese einer Unit-Root und damit eines Integrationsgrades von eins angenommen, läßt sich mit Hilfe des Hasza/Fuller (HF)-Tests das Vorliegen zweier Unit-Roots überprüfen. Das hierzu angemessene Regressionsmodell lautet:

Tabelle 1: Ergebnisse der Unit-Root-Tests

Zeitreihe	Tageszins		Monatszins		10-Jahres-Zins		FAZ-Index (log)		DM-Dollar Wechselkurs(log)					
	5	10	0	5	10	0	5	10	0	5	10			
Augmented-Dickey-Fuller-Test mit Konstante und Trend														
F-Test	5.311	3.093	3.066	5.236	3.481	3.337	3.114	3.571	2.664	2.650	2.948	2.363	2.479	2.366
t-Test:( $\rho-1$ )	-0.005	-0.004	-0.003	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002
	(-3.21)	(-2.36)	(-2.30)	(-2.95)	(-2.39)	(-1.97)	(-2.05)	(-1.94)	(-1.96)	(-2.12)	(-2.14)	(-2.06)	(-2.14)	(-2.12)
Q(36)	179.87	80.95	47.07	86.55	47.09	42.251	71.16	35.50	31.59	46.54	34.23	48.73	42.51	37.39
	(0.00)	(0.00)	(0.10)	(0.00)	(0.22)	(0.00)	(0.49)	(0.68)	(0.01)	(0.11)	(0.55)	(0.08)	(0.21)	(0.40)
Augmented-Dickey-Fuller-Test mit Konstante ohne Trend														
F-Test	4.383	2.513	2.485	4.072	2.936	2.824	2.860	3.262	4.08	3.95	3.868	0.645	0.646	0.716
t-Test:( $\rho-1$ )	-0.004	-0.003	-0.003	-0.002	-0.001	47.21	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000
	(-2.90)	(-2.05)	(-1.89)	(-2.46)	(-1.96)	(0.10)	(-2.27)	(-2.30)	(-2.45)	(-2.09)	(-2.13)	(-0.53)	(-0.63)	(-0.71)
Q(36)	180.018	80.461	46.623	86.36	-0.001	42.05	72.66	35.96	32.10	60.00	46.03	33.94	48.45	42.33
	(0.00)	(0.00)	(0.11)	(0.00)	(-1.99)	(0.23)	(0.00)	(0.47)	(0.65)	(0.01)	(0.12)	(0.57)	(0.08)	(0.22)
Phillips-Perron Tests mit truncation-Parameter k=10														
t*-Test	-2.147				-2.464					-2.069				-0.673
z*-Test	-4.546				-5.588					-3.905				-1.338
Hasza-Fuller-Test auf Vorliegen zweier Einheitswurzeln														
F-Test	1852.75	456.81	262.27	2048.31	292.80	133.18	1508.14	235.54	134.87	1618.35	278.07	130.39	1587.09	265.53
Q(36)	191.32	74.04	44.84	51.38	46.70	41.78	60.68	35.47	28.58	58.42	46.11	33.39	45.72	42.10
	(0.00)	(0.00)	(0.15)	(0.05)	(0.11)	(0.23)	(0.01)	(0.49)	(0.81)	(0.01)	(0.12)	(0.59)	(0.13)	(0.22)

Die durchgeführten Unit-Root-Tests basieren auf den im Text vorgestellten Regressionsgleichungen (1), (2) und (3). Die kritischen Werte der Unit-Root-Tests zum

fünfprozentigen Signifikanzniveau sind:

ADF-Test mit Konstante und Trend:  $F$ -Test: 6.25  $t$ -Test: -3.41; ADF-Test mit Konstante ohne Trend:  $F$ -Test: 4.59  $t$ -Test: -2.86

Phillips-Perron-Test:  $t^*$ -Test: 2.86  $z^*$ -Test: 14.1; Hasza-Fuller-Test:  $F$ -Test: 6.16

$k$  bezeichnet die Anzahl der in den Regressionsansatz aufgenommenen verzögert abhängigen Variablen. Die Nullhypothese der verwendeten Unit-Root-Tests ist das Vorliegen einer Einheitswurzel. Der von Dickey/Fuller vorgeschlagene  $F$ -Test prüft, ob in (1)  $H_0: (\beta, (\rho - 1)) = (0, 0)$  gilt. ( $\rho - 1$ ) ist der geschätzte Regressionskoeffizient aus Gleichung (1), die Werte in Klammern kennzeichnen die  $t$ -Statistik für die Hypothese  $H_0: (\rho - 1) = 0$ . Q(36) ist die Ljung/Box Statistik der Regression, die Werte in Klammern geben das zugehörige Signifikanzniveau an. Der zweite ADF  $F$ -Test überprüft die Nullhypothese ( $\alpha, (\rho - 1)$ ) = (0, 0) in (2). Die Nullhypothese der ADF  $t$ -Test und der Phillips-Perron-Tests lautet  $H_0: (\rho - 1) = 0$ . Der Hasza/Fuller Tests testet in (3) die Existenz zweier Einheitswurzeln:  $H_0: (a_1, a_2) = (0, 0)$ .

$$(3) \quad \nabla^2 y_t = a_0 + a_1 y_{t+1} + a_2 \nabla y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \nabla^2 y_{t-i} + e_t$$

Die Nullhypothese zweier Unit-Roots  $H_0: (a_1, a_2) = (0, 0)$  wird anhand der in *Hasza/Fuller* (1979, S. 1116) tabellierten kritischen Werte überprüft.

Die Ergebnisse der durchgeführten Tests mit  $k = 0, 5$  und  $10$  verzögert abhängigen Variablen sind in Tabelle 1 aufgeführt. Sie zeigen, daß die Instationarität von Zinsen, Aktien und Wechselkursen nicht abgelehnt werden kann. Sowohl die augmented Dickey-Fuller-Tests als auch die Phillips-Perron-Tests sind insignifikant. Natürlich bedeutet dies nicht, daß die Zeitreihen tatsächlich eine Einheitswurzel aufweisen, sondern lediglich, daß die Daten nicht gegen eine Einheitswurzel sprechen. Während für langfristige Zinsen, Aktien und Wechselkurse theoretische Modelle die Existenz einer Einheitswurzel nahelegen, ist dies für kurzfristige Zinsen nicht der Fall.<sup>12</sup> Die Hasza/Fuller-Tests lehnen in allen Fällen die Existenz zweier Einheitswurzeln ab. Aufgrund der Testergebnisse wird im folgenden davon ausgegangen, daß die einmal differenzierten Zeitreihen stationäre Prozesse darstellen und somit den Anforderungen des ARCH-Ansatzes genügen.

### III. Modellierung der Volatilitäten durch ARCH-Prozesse

Mit dem von *Engle* (1982) und von *Bollerslev* (1986) entwickelten ARCH bzw. GARCH-Ansatz wird es möglich, die bedingten Varianzen von Zeitreihen empirisch zu modellieren und so den unterschiedlich starken Schwankungen auf Finanzmärkten Rechnung zu tragen. Zusätzlich läßt sich mit dem Vorliegen von ARCH ein Teil der in den unbedingten Verteilungen von Finanzmarktzeitreihen häufig zu beobachtenden Leptokurtosis erklären (vgl. *Diebold* (1988)).<sup>13</sup>

Für die Arbeit mit Tagesdaten hat sich in vielen Fällen ein GARCH (1,1) Modell als adäquat erwiesen (Vgl. *Bollerslev, Chou* und *Kroner* (1992)). Die allgemeine Form dieses Modells lautet:

<sup>12</sup> *Wu* und *Zhang* (1996) finden mit Hilfe eines neuen Testansatzes Hinweise für die Stationarität von Drei-Monats-Zinsen in zwölf OECD-Ländern. Sie führen dieses Ergebnis auf die geringe Trennschärfe von gewöhnlichen Unit-Root-Tests zurück.

<sup>13</sup> ARCH-Ansätze dienen der Modellierung von beobachteten Zeitreiheneigenschaften. Eine mögliche Erklärung für ARCH-Effekte basiert auf der von *Clark* (1973) und *Tauchen/Pitts* (1983) entwickelten Mischungsverteilungshypothese. Die Mischungsverteilungshypothese geht davon aus, daß die Varianz täglicher Preisänderungen durch die Anzahl der an einem Handelstag auftretenden Informationen bestimmt wird. Besteht eine Autokorrelation in der Informationsankunft, impliziert dies eine zeitliche Abhängigkeit in den zweiten Momenten (*Lamoureux/Lastrapes* (1990b)). *Lamoureux* und *Lastrapes* (1990b) zeigen, daß durch Aufnahme täglicher Handelsvolumina als Proxy-Größe für die Informationsankunft auf Märkten ARCH-Effekte zum Teil erklärt werden können. Allerdings ist der Erklärungsansatz wenig befriedigend, da ungeklärt bleibt, warum Informationen in Clustern auftreten.

$$(4) \quad \nabla y_t = E(\nabla y_t | \Psi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$(5) \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h)$$

$$(6) \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$y_t$  bezeichnet die zu untersuchende Zeitreihe, die Gleichungen (5) und (6) geben an, daß die bedingten Verteilungen von  $\varepsilon_t$  bei gegebener Informationsmenge zum Zeitpunkt  $t - 1$  ( $\Psi_{t-1}$ ) den Erwartungswert 0 aufweisen und eine im Zeitablauf veränderliche Varianz besitzen. Das Modell (6) läßt sich umformen zu

$$(7) \quad h_t = \frac{\alpha_0}{1-\lambda} + \alpha_1(v_{t-1} + \lambda v_{t-2} + \lambda^2 v_{t-3} + \dots),$$

mit  $\lambda = (\alpha_1 + \beta_1)$  und  $v_i = \varepsilon_i^2 - h_i$  als unkorreliertem Störterm.  $\frac{\alpha_0}{1-\lambda}$  kennzeichnet die unbedingte Varianz der Zeitreihe. Auftretende Schocks ( $v_{t-i}$ ) im Varianzprozeß führen dazu, daß die bedingte Varianz über mehrere Perioden hinweg größer ist als die unbedingte Varianz. Die Summe der GARCH-Koeffizienten  $\alpha_1$  und  $\beta_1$  stellt ein Maß für die Persistenz von Schocks in den bedingten Varianzen dar. Falls  $\alpha_1 + \beta_1 = 1$ , wirken Schocks in alle Perioden nach, das Modell wird zum integrated-GARCH bzw. IGARCH (*Engle/Bollerslev* (1986)).

Gleichung (4) verdeutlicht, daß die differenzierte Zeitreihe einen erwarteten und einen nicht prognostizierbaren Teil aufweist. Allerdings sollte in die Berechnung der Volatilität nur die unerwartete Komponente von Zins- bzw. Renditeänderungen eingehen, da nur sie als Risiko oder Unsicherheit interpretiert werden kann. Um diese unerwartete Komponente herauszufiltern, werden die betrachteten Zeitreihen um mögliche Wochentagseffekte und Autokorrelation bereinigt (Vgl. zu diesem Verfahren *Engle/Ng* (1993)).

Zur Elimination von Wochentagseffekten wird die differenzierte Zeitreihe auf fünf Wochentagsdummies regressiert:

$$(8) \quad \nabla y_t = a_0 \cdot Mon_t + a_1 \cdot Tue_t + a_2 \cdot Wed_t + a_3 \cdot Thu_t + a_4 \cdot Fri_t + u_t$$

Zur Beseitigung möglicher Autokorrelation wird anschließend eine Regression von  $u_t$  auf eine Konstante und fünf Lags durchgeführt:

$$(9) \quad u_t = b_0 + b_1 \cdot u_{t-1} + b_2 \cdot u_{t-2} + b_3 \cdot u_{t-3} + b_4 \cdot u_{t-4} + b_5 \cdot u_{t-5} + \varepsilon_t$$

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die geschätzten Modelle und die Verteilungseigenschaften der erhaltenen Residuen  $\varepsilon_t$ . Außerdem sind die Ergebnisse des Bera-Jarque-Tests (1982) auf Vorliegen normalverteilter Residuen, des Ljung-Box-Tests auf Autokorrelationsfreiheit und des von *Engle* (1982) vorgeschlagenen ARCH-Tests auf Heteroskedastizität aufgeführt.

**Tabelle 2. Regression zur Elimination der systematischen Komponente der differenzierten Zeitreihe und Statistiken der Restresiduen**

Originalzeitreihe	Tageszins	Monatszins	10-Jahres-Zins	FAZ-Index (log)	DM-Dollar-WK. (log)
Bereinigung um Wochentageeffekte					
a0	0.020 (3.93)	-0.001 (-0.50)	0.004 (2.72)	-0.0003 (-0.87)	-0.0001 (0.56)
a1	0.007 (1.50)	0.001 (0.63)	0.003 (1.66)	-0.0000 (-0.86)	-0.0003 (-1.16)
a2	-0.015 (-3.01)	-0.001 (-0.57)	-0.005 (-2.86)	0.0008 (1.73)	-0.0001 (-0.72)
a3	-0.023 (-4.62)	-0.004 (-1.91)	-0.003 (-2.02)	0.0008 (1.83)	-0.0001 (-0.56)
a4	-0.008 (-1.70)	-0.002 (-0.92)	-0.002 (-1.26)	0.0008 (1.74)	0.0002 (0.78)
Bereinigung um Autokorrelation					
b0	0.000 (0.09)	0.000 (0.03)	-0.000 (-0.02)	-0.000 (0.00)	-0.000 (-0.01)
b1	-0.074 (-2.32)	-0.008 (-0.46)	0.050 (2.17)	0.018 (0.47)	0.026 (1.31)
b2	-0.102 (-3.52)	0.051 (2.58)	-0.013 (-0.57)	-0.047 (-1.56)	0.004 (0.21)
b3	-0.764 (-3.25)	0.031 (1.93)	0.010 (0.41)	0.003 (0.13)	0.010 (0.52)
b4	-0.047 (-2.38)	-0.009 (-0.42)	0.074 (3.27)	0.015 (0.58)	-0.000 (-0.02)
b5	-0.009 (-0.50)	0.031 (1.43)	0.015 (0.65)	0.025 (0.97)	0.030 (1.52)
Statistiken für den nicht-prognostizierbaren Teil der differenzierten Zeitreihe					
Mittelwert	0.000	0.000	0.000	-0.000	0.000
Varianz	0.017	0.002	0.002	0.0001	0.00005
Schiefe	0.204	-0.111	0.118	-1.075	-0.092
Kurtosis	13.499	9.767	8.111	17.637	4.910
Bera-Jarque	15378.63 ***	6385.48 ***	3646.73 ***	30488.05 ***	513.39 ***
Q(57)	50.14	69.56	59.35	74.91 *	62.36
ARCH(1)	123.35 ***	3.07	45.58 ***	181.85 ***	32.15 ***
ARCH(2)	160.62 ***	7.49	83.37 ***	197.43 ***	45.85 ***
ARCH(5)	161.27 ***	41.92 ***	167.13 ***	226.44 ***	80.87 ***

Die Regressionskoeffizienten  $a_0, a_1, \dots, b_5$  wurden aus den Gleichungen (8) und (9) ermittelt. \*, \*\* und \*\*\* kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 10-, 5- bzw. 1-prozentigem Signifikanzniveau. Die Werte in Klammern stehen für die  $t$ -Werte der geschätzten Regressionskoeffizienten. Der Bera/Jarque-Test prüft das Vorliegen einer normalverteilten Schiefe und Kurtosis; Q(57) gibt den Ljung/Box-Test auf Autokorrelation mit 57 Lags an. Unter ARCH(1),(2) und (5) sind die Ergebnisse der ARCH-Tests mit einem, zwei und fünf Lags aufgeführt.

Die Ergebnisse zeigen, daß für Tageszins und 10-Jahreszins signifikante Wochentageeffekte feststellbar sind und z.T. signifikante Autokorrelation besteht.<sup>14</sup> In Übereinstimmung mit der Literatur (*Krämer/Runde* (1996)) weisen die Aktienrenditen negative Montagseffekte und positive Freitagseffekte auf. Allerdings sind diese wenig signifikant.

Die Statistiken für den nicht prognostizierbaren Teil der Zeitreihen zeigen, daß ein Großteil hiervon nicht normalverteilt sind. Grund für die Signifikanz des Bera-Jarque-Tests ist in erster Linie das hohe Maß an Leptokurtosis, welches die Restresiduen aufweisen. Die Ljung/Box-Statistik ist lediglich im Fall des FAZ-Index schwach signifikant. Die durchgeführten ARCH-Tests weisen auf signifikante Heteroskedastizität der betrachteten Zeitreihen hin.

Die Residuen  $\varepsilon_t$  des Modells (9) werden nun als Inputzeitreihen für die zu schätzenden bedingten Varianzen der Zeitreihen verwendet. Sie dienen auch in den folgenden Kapiteln als Ausgangszeitreihe. Damit lautet das zu schätzende Modell:

$$(10) \quad \begin{aligned} \nabla y_t^{\text{unerwartet}} &= \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \end{aligned}$$

Wenn das Modell korrekt spezifiziert ist, sollten die standardisierten Residuen:

$$\tau_t = \hat{\varepsilon}_t \hat{h}_t^{-\frac{1}{2}}$$

eine geringere Schiefe und Leptokurtosis aufweisen als die Residuen aus Tabelle 2. Eine Verletzung dieser Regel deutet auf Fehlspezifikationen hin (Vgl. *Hsieh* (1989)). Maximum-Likelihood-Schätzer der Parameter und ihrer Standardfehler wurden errechnet mit dem *Berndt/Hall/Hall/Hausman* (1974) Algorithmus. Die obere Hälfte von Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der GARCH-Modelle für den unerwarteten Teil von Zinsänderungen, Aktien- und Wechselkursrenditen.

Die Tabellen zeigen einige gemeinsame Fakten der Finanzmarktzeitreihen. In allen Fällen sind die GARCH-Parameter hoch signifikant. Die Werte des Likelihood-Ratio-Test bestätigen dieses Ergebnis – die Volatilitäten der betrachteten Zeitreihen lassen sich adäquat durch einen GARCH-Prozeß darstellen. Allerdings deuten die im Vergleich zu Tabelle 2 höheren Werte des Bera-Jarque-Tests bei Tages- und Monatszinsen und die hohen Schockpersistenzen ( $\alpha_1 + \beta_1$ ) auf eine Fehlspezifikation des Modells hin. *Lastrapes* (1989) und *Lamoureux/Lastrapes*

<sup>14</sup> *Griffith/Winters* (1995) und *Hamilton* (1996) zeigen, daß in amerikanischen Tageszinsen ebenfalls signifikante Wochentageeffekte feststellbar sind. Sie führen diese Effekte auf ein Verhalten von Banken zurück, die auf institutionelle Vorgaben (etwa Mindestreserveverordnungen) optimierend reagieren.

Tabelle 3: Ergebnisse der GARCH-Modelle mit und ohne Berücksichtigung eines geldpolitischen Regimewechsels im Februar 1985

Originalzeitreihe	Tageszins	Monatszins	10-Jahres-Zins	FAZ-Index (log)	DM-Dollar-WK. (log)
GARCH-Modelle					
$\alpha_0$	0.003 (43.25)	$4.9 \times 10^{-5}$ (9.84)	0.00003 (8.39)	$7.9 \times 10^{-6}$ (10.88)	$1.8 \times 10^{-6}$ (5.26)
$\alpha_1$	0.592 (24.19)	0.025 (12.31)	0.079 (15.59)	0.141 (13.67)	0.063 (8.79)
$\beta_1$	0.411 (40.85)	0.946 (221.25)	0.905 (164.85)	0.803 (50.65)	0.899 (72.29)
$\alpha_1 + \beta_1$	1.003	0.971	0.984	0.944	0.962
LR(2); $H_0: \alpha_1 + \beta_1 = 0$	927.68 ***	131.82 ***	636.586 ***	639.27 ***	220.498 ***
Statistik der standardisierten Residuen					
Schiefe	0.126	-0.095	-0.009	-1.648	-0.080
Kurtosis	18.751	10.872	7.094	24.216	4.429
Bera-Jarque	34545.86 ***	8634.62 ***	2334.30 ***	64173.67 ***	287.85 ***
Q(57)	63.45	60.05	55.17	64.88	62.42
GARCH-Modelle mit Regimedummy					
$\alpha_0$	0.002 (38.86)	$7.9 \times 10^{-5}$ (9.20)	$3.0 \times 10^{-5}$ (7.97)	$5.6 \times 10^{-6}$ (7.02)	$1.6 \times 10^{-6}$ (4.83)
$\alpha_1$	0.498 (21.05)	0.029 (12.13)	0.079 (15.48)	0.133 (11.64)	0.063 (8.50)
$\beta_1$	0.380 (28.89)	0.935 (177.47)	0.905 (164.73)	0.788 (41.28)	0.896 (67.88)
$d_1$	0.002 (23.18)	$-2.2 \times 10^{-5}$ (-5.82)	$9.6 \times 10^{-7}$ (0.26)	$6.2 \times 10^{-6}$ (9.51)	$4.5 \times 10^{-7}$ (2.46)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.888	0.964	0.984	0.911	0.959
LR(1); $H_0: d_1 = 0$	85.47 ***	11.713 ***	0.019	44.29 ***	3.867 *
Schätzung der unbedingten Varianz in Regime $i=0,1$					
$\sigma_0^2$	0.02	0.002	0.002	0.00006	0.00004
$\sigma_1^2$	0.04	0.001	-	0.00013	0.00005

\*, \*\* und \*\*\* kennzeichnen signifikante Teststatistiken auf 10-, 5- bzw. 1-prozentigem Signifikanzniveau. Die Werte in Klammern sind die  $t$ -Werte der geschätzten Regressionskoeffizienten. Die LR(2)-Statistik prüft, ob die GARCH-Modellierung adäquat ist.  $LR(2) = 2 * (LL(ur) - LL(r))$  wobei  $LL(ur)$  der Funktionswert der Log-Likelihood-Funktion des unrestringierten Modells (14) und  $LL(r)$  der Wert des restringierten Modells ( $\alpha_1 = \beta_1 = 0$ ) angibt.  $LR(2)$  ist  $\chi^2$ -verteilt mit 2 Freiheitsgraden. Der Bera/Jarque-Test testet auf normalverteilte standardisierte Residuen,  $Q(57)$  prüft, ob diese frei von Autokorrelation sind. Die  $LR(1)$ -Statistik zeigt an, ob die Regimedummy  $d_1$  signifikant ist.



(1990a) zeigen, daß diese Fehlspezifikation möglicherweise auf die Nichtberücksichtigung von Strukturbrüchen zurückzuführen ist, welche das Niveau der unbedingten Varianzen beeinflussen.

*Lastrapes* (1989) weist nach, daß Wechselkursvolatilitäten des Dollar von geldpolitischen Regimen in den USA abhängen. Die Einbeziehung von Dummy-Variablen, die diesen Regimewechseln Rechnung tragen, führt dort zu einer signifikanten Reduzierung der Persistenz von bedingten Varianzen. Umgekehrt kann durch die Einbeziehung von solchen Dummy-Variablen in ein GARCH-Modell geprüft werden, ob ein bestimmter Regimeshift einen signifikanten Effekt auf die Volatilität einer Zeitreihe hat.

Wie oben angesprochen stellt der Übergang von der starren zu einer flexiblen Geldmarktsteuerung einen solchen Regimeshift dar. Um zu testen, ob dieser Regimeshift Ursache der hohen Schockpersistenzen ist, wird die GARCH-Gleichung in (10) umformuliert zu:

$$(11) \quad h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_1 D_t$$

mit  $D_t = \begin{cases} 0, & \text{in der Zeit der starren Geldmarktsteuerung: } 2. 1. 1982 \leq t < 1. 2. 1985 \\ 1, & \text{seit Beginn der flexiblen Geldmarktsteuerung} \end{cases}$

Die unbedingte Varianz in Regime 0 und 1 beträgt dann  $\sigma_0^2 = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta_1}$  und  $\sigma_1^2 = \frac{\alpha_0+d_1}{1-\alpha_1-\beta_1}$ .

Der untere Teil von Tabelle 3 enthält die Ergebnisse der geschätzten GARCH-Modelle mit Dummy-Variable. Die Ergebnisse bestätigen, daß der Regimewechsel bei der Geldmarktsteuerungsstrategie einen signifikanten Einfluß auf die Varianzen des Tageszinses am Geldmarkt hat. Die Dummy-Variable  $d_1$  ist hochsignifikant, die geschätzte Varianz bei der flexiblen Geldmarktsteuerung mit  $\sigma_1^2 = 0,04$  doppelt so hoch wie bei starrer Geldmarktsteuerung ( $\sigma_0^2 = 0,02$ ). Die Persistenz von Schocks in den bedingten Varianzen hat sich durch die Einbeziehung der Dummy-Variablen erheblich reduziert (von 1,003 auf 0,888). Dies bestätigt die in Kapitel 2 abgeleitete Vermutung, daß im System der starren Geldmarktsteuerung niedrigere Tageszinsschwankungen zu beobachten sind, da sich Anspannungen am Geldmarkt nicht in den Zinsen, sondern oft im Grad der Inanspruchnahme von Lombardkrediten niederschlagen. Der Zunahme der Volatilität des Tageszinses stehen niedrigere Schwankungen des Monatszinssatzes gegenüber.

Die Regimedummy in den bedingten Varianzen des langfristigen Zinses ist nicht signifikant, d. h. die betrachtete geldpolitische Regimeänderung führt nicht zu höheren Volatilitäten auf dem Kapitalmarkt. Die Volatilität von Aktien- und Wechselkursrenditen ist im Zeitraum von 1985 bis 1994 größer als in der Vorperiode.

## D. Zentralbankratsitzungen und ihr Einfluß auf die Volatilität von Tages- und Monatszinsen

Eine Möglichkeit, den Einfluß potentieller und tatsächlich ergriffener geldpolitischer Maßnahmen auf Geldmarktzinsen zu untersuchen, besteht darin zu analysieren, ob es in Wochen von Zentralbankratsitzungen zu einer signifikanten Erhöhung der Volatilität in den Zeitreihen gekommen ist. Eine Erhöhung der bedingten Varianz deutet darauf hin, daß vor und nach Zentralbankratsitzungen verstärkt Zinsreaktionen auftreten. Allerdings liefert dieser Ansatz keinen Aufschluß über das Vorzeichen der Korrelation zwischen geldpolitischen Maßnahmen und Geldmarktzinsen.

Zeitreihenanalytisch erfolgt die Modellierung unterschiedlich hoher Volatilitäten in Wochen mit und ohne Zentralbankratsitzungen durch Aufnahme einer Dummy-Variablen in den GARCH-Ansatz. Die Dummy-Variable hat in Wochen von Zentralbankratsitzungen den Wert 1, ansonsten den Wert Null. Der Ansatz für die bedingten zweiten Momente hat damit folgende Form:<sup>15</sup>

$$(12) \quad h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_1 DZB_t$$

mit  $DZB_t = \begin{cases} 1 & \text{in Wochen, in denen Zentralbankratsitzungen stattfinden} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$

Wenn geldpolitische Maßnahmen starke Preisreaktionen auf Finanzmärkten auslösen, sollte die bedingte Varianz in Wochen von Zentralbankratsitzungen größer sein als in den korrespondierenden Folgewochen.<sup>16</sup> Dies kann getestet werden, indem man prüft, ob  $d_1$  signifikant von Null verschieden ist. Tabelle 4 enthält die Ergebnisse des geschätzten Modells (12) für kurzfristige Zinsen. Aufgrund der theoretischen und in Tabelle 3 nachgewiesenen empirischen Evidenz eines Regimewechsels schätzen wir das gesamte Modell (8), (9), (5), (12) separat für die Zeit der starren und für die Zeit der flexiblen Geldmarktsteuerung.

Die Ergebnisse zeigen, daß die Dummy-Variable in allen geschätzten Modellen hoch signifikant ist. Antizipierte und nicht antizipierte geldpolitische Maßnahmen des Zentralbankrats führen in drei von vier Fällen zu einer signifikanten Erhöhung der Varianzen.

---

<sup>15</sup> Vgl zur Modellierung der Saison in den bedingten Volatilitäten *Baillie/Bollerslev* (1989) und *Hsieh* (1989). In diesen Ansätzen werden Wochentagsdummies in die GARCH-Gleichung aufgenommen, um nachzuweisen, daß die Volatilität von Wechselkursänderungen eine systematische Saisonfigur aufweist. Die Struktur des Ansatzes entspricht derjenigen in (12).

<sup>16</sup> Eine Erhöhung der bedingten Varianz spiegelt in diesem Zusammenhang eine höhere unbedingte Varianz wider (Vgl. Abschnitt C.III.).

Tabelle 4

## Der Einfluß von Zentralbankratsitzungen auf die Volatilität von Geldmarktzinsen

Originalzeitreihe	Tageszins		Monatszins	
Regime I: Januar 1982 bis Januar 1985				
$\alpha_0$	0.001	(14.06)	0.0017	(30.96)
$\alpha_1$	0.275	(8.24)		
$\beta_1$	0.431	(15.08)		
$d_1$	0.002	(19.18)	0.0006	(5.54)
$\sigma_0^2: \alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.004		0.0017	
$\sigma_1^2: \alpha_0+d_1/1-\alpha_1-\beta_1$	0.01		0.0023	
LR(1); $H_0: d_1=0$	49.21	***	10.92	***
Regime II: Februar 1985 bis Oktober 1994				
$\alpha_0$	0.005	(33.93)	$2.2 \times 10^{-5}$	(3.18)
$\alpha_1$	0.558	(20.51)	0.047	(11.67)
$\beta_1$	0.39	(33.41)	0.914	(142.87)
$d_1$	-0.002	(-11.26)	$9.84 \times 10^{-5}$	(9.47)
$\sigma_0^2: \alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.131		0.0006	
$\sigma_1^2: \alpha_0+d_1/1-\alpha_1-\beta_1$	0.058		0.003	
LR(1); $H_0: d_1=0$	15.27	***	14.43	***

Die Werte in Klammern sind die  $t$ -Statistiken der geschätzten Koeffizienten. Die  $LR$ -Statistik ist ein Likelihood-Ratio Test der Nullhypothese  $d_1 = 0$ . \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Signifikanz auf dem 10-, 5- und 1%-Niveau. Der Monatszins wies im System der starren Geldmarktsteuerung keine ARCH-Effekte auf, so daß wir hier die Hypothese unterschiedlicher unbedingter Varianzen testen.  $\sigma_0^2$  und  $\sigma_1^2$  bezeichnen die unbedingten Varianzen in Wochen mit und ohne Zentralbankratsitzung.

Im gesamten Zeitraum von 1982 bis 1994 kam es in Wochen mit Zentralbankratsitzung zu stärkeren Schwankungen des Monatszinses. Dies macht deutlich, daß in beiden geldpolitischen Regimen vor Zentralbankratsitzungen eine erhöhte Unsicherheit über geldpolitische Maßnahmen und das Operationsziel der Deutschen Bundesbank besteht. Die erhöhte Volatilität des Monatszinses im System der flexiblen Geldmarktsteuerung könnte darauf hindeuten, daß Marktteilnehmer Änderungen des Zinssatzes für Wertpapierpensionsgeschäfte zwar als Orientierungshilfe für Änderung des Operationsziels der Bundesbank sehen, solche Änderungen aber durch Leitzinsänderungen bestätigt sehen wollen.

Die im Vergleich zur Folgewoche erhöhten Volatilitäten von Tageszinsen in Wochen von Zentralbankratsitzungen im System der starren Geldmarktsteuerung bestätigen die oben gemachten Aussagen. Allerdings stellt die signifikant negative Dummy des Tageszinses bei flexibler Geldmarktsteuerung zunächst ein „puzzle“ dar. Möglich wäre, daß die niedrigeren Volatilitäten des Tageszinses in Wochen von Zentralbankratsitzungen bei flexibler Geldmarktsteuerung auf eine Saisonfigur in den bedingten Varianzen zurückzuführen sind. Zur Überprüfung dieser Hypo-

these wird eine Spezifikation unterstellt, in der die bedingten Varianzen durch einen GARCH(1,1) Prozeß in Wochen ohne Zentralbankratsitzungen und einen GARCH(1,1) Prozeß mit Wochentagsdummys in Wochen von Zentralbankratsitzung modelliert werden. Die GARCH Spezifikation lautet:

$$h_t = (1 - DZB_t) \cdot \alpha_0 + DZB_t \cdot (d_0 + d_T \cdot Tue_t + d_W \cdot Wed_t + d_H \cdot Thu_t + d_F \cdot Fri_t) + \alpha_1 \cdot e_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot h_{t-1}$$

$Tue_t$ ,  $Wed_t$ ,  $Thu_t$ ,  $Fri_t$  sind Wochentagsdummys,  $DZB_t$  bezeichnet die oben beschriebene Dummy für Wochen von Zentralbankratsitzungen. Die Ergebnisse für den Tageszins lauten:

$$h_t = (1 - DZB_t) \cdot 0,005 + DZB_t \cdot (0,002 - 0,001Tue_t + 0,002Wed_t + 0,004Thu_t + 0,002Fri_t) + 0,543e_{t-1}^2 + 0,436h_{t-1}$$

Der Wert des Likelihood-Ratio-Tests der Nullhypothese  $d_0 = d_T = d_W = d_H = d_F = 0$  beträgt 40,25; die aufgenommenen Wochentagsdummys sind hochsignifikant. Der Durchschnitt der Wochentageeffekte beträgt 0,003 und entspricht damit dem geschätzten Absolutglied des GARCH-Prozesses in Wochen mit Zentralbankratsitzungen. Die niedrigeren Volatilitäten von Tageszinsen in Wochen mit Zentralbankratsitzungen im Vergleich zu den korrespondierenden Folgewochen sind in erster Linie auf einen negativen Dienstagseffekt zurückzuführen, der die Varianz der gesamten Woche nach unten verzerrt. Für diesen speziellen Dienstagseffekt könnte ein Verhalten von Banken verantwortlich sein, die vor Zentralbankratsitzungen wenig Handel betreiben und abwarten, welches Signal von der Bundesbank gesetzt wird (Vgl. *Wasmund/Alexander/Ahrens* (1996)).

## **E. Leitzinsänderungen und die Volatilität von Zinsen, Aktien und Wechselkursen**

### **I. Leitzinsänderungen und Geldmarktzinsen**

Nachfolgend wird der Einfluß von Diskont- und Lombardsatzänderungen der Deutschen Bundesbank auf deutsche Tages- und Monatszinsen analysiert. Aufgrund des geldpolitischen Regimewechsels wird der Zeitraum der starren und der flexiblen Geldmarktsteuerung getrennt betrachtet. Im Anschluß an Leitzinsänderungen sollten um so stärkere Preisreaktionen zu beobachten sein, je größer der Informationsgehalt der Leitzinsänderung ist. Wenn Leitzinsänderungen vollständig erwartet werden, sollte es nicht zu Preisanpassungen kommen.

Wenn Änderungen von Diskont- und Lombardzinsen einen hohen Erklärungsgehalt für Änderungen von Marktzinssätzen haben, sollte sich dies in dem verwendeten Modell in einer Erhöhung der bedingten Varianzen von Zinszeitreihen nach Leitzinsänderungen widerspiegeln.<sup>17</sup>

Um den Einfluß von Leitzinsänderungen auf Zinszeitreihen zu testen, wird daher in die GARCH-Gleichung eine Dummy-Variable aufgenommen. Die GARCH-Gleichung lautet:

$$(13) \quad h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_1 DLZ_t$$

mit  $DLZ_t = \begin{cases} 1 & \text{am Tag der Leitzinsänderung} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$

Eine signifikante Dummy-Variable zeigt an, daß es nach Leitzinsänderungen zu nachweisbaren Zinsänderungen gekommen ist. Solche Zinsänderungen sollten im System der flexiblen Geldmarktsteuerung weniger stark ausgeprägt sein, da mit dem Zinssatz für Wertpapierpensionsgeschäfte ein „dritter“ Leitzins zur Verfügung steht, durch den die Märkte bereits Informationen über das Operationsziel der Zentralbank erhalten. Leitzinsänderungen manifestieren in diesem System oftmals eine bereits vollzogene Änderung des Operationsziels und signalisieren damit die Persistenz dieser Änderung. Die Ergebnisse der GARCH-Schätzung (13) für Tages- und Monatszinsen sind in Tabelle 5 dargestellt. Aufgrund des geldpolitischen Regimewechsels wird das gesamte Modell [(8), (9), (5), (13)] für die Zeit der starren und flexiblen Geldmarktsteuerung separat geschätzt.

In allen Fällen ist die Dummy für Leitzinsänderungen signifikant; Leitzinsänderungen führen zu Anpassungen der Geldmarktzinsen, die sich in unserem Modell in den bedingten Varianzen widerspiegeln. Für den Tageszins bestätigen die Ergebnisse die Hypothese, daß im System der flexiblen Geldmarktsteuerung Leitzinsänderungen wenig neue Informationen über ein geändertes Operationsziel beinhalten, so daß es nach Leitzinsänderungen zu vergleichsweise geringeren zusätzlichen Schwankungen des Tageszinses kommt. Dafür spricht auch das niedrigere Signifikanzniveau der Dummy-Variablen.

<sup>17</sup> In der Literatur sind verschiedene Ansätze verwendet worden, um die Auswirkung von Leitzinsänderungen auf Finanzmarktzeitreihen zu untersuchen. *Cook/Hahn* (1988) testen den Einfluß von Diskontsatzänderungsankündigungen auf Finanzmarktzeitreihen (kurz- und langfristige Zinssätze), indem sie Änderungen der jeweiligen Zeitreihe ( $\nabla R_t$ ) auf die „Announcements“ ( $\nabla Dis_t$ ) regressieren. Dabei finden sie eine positive Beziehung zwischen Zinsänderung und Diskontsatzänderung. Das Problem dieses Ansatzes liegt darin, daß bei den Diskontsatzänderungen von unerwarteten geldpolitischen Maßnahmen ausgegangen wird. In einem Szenario, in dem nicht exakt zwischen erwarteten und unerwarteten geldpolitischen Aktionen unterschieden werden kann, sind die Koeffizientenschätzer verzerrt. In dem hier verwendeten Ansatz ist diese Unterscheidung nicht nötig. Es wird lediglich untersucht, ob es nach Leitzinsänderungen zu Preisanpassungen auf Finanzmärkten gekommen ist. Allerdings liefert der hier verwendete Ansatz keinen Aufschluß über die Richtung des Zusammenhangs zwischen Zins- und Leitzinsänderungen.

Tabelle 5

## Der Einfluß von Leitzinsänderungen auf die Volatilität von Geldmarktzinsen

Originalzeitreihe	Tageszins		Monatszins	
Regime I: Januar 1982 bis Januar 1985				
$\alpha_0$	0.001	(14.47)	0.002	(40.70)
$\alpha_1$	0.419	(8.86)		
$\beta_1$	0.435	(12.25)		
$d_1$	0.079	(3.92)	0.002	(2.08)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.011		0.002	
LR(1); $H_0: d_1=0$	101.67	***	3.17	*
Regime II: Februar 1985 bis Oktober 1994				
$\alpha_0$	0.005	(30.96)	$7.5 \times 10^{-5}$	(9.75)
$\alpha_1$	0.516	(19.19)	0.042	(10.25)
$\beta_1$	0.379	(27.30)	0.910	(138.00)
$d_1$	0.015	(2.56)	$70.2 \times 10^{-5}$	(4.84)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.050		0.0015	
LR(1); $H_0: d_1=0$	5.38	**	8.04	***

Die Werte in Klammern sind die  $t$ -Statistiken der geschätzten Koeffizienten. Die LR-Statistik ist ein Likelihood-Ratio Test der Nullhypothese  $d_1 = 0$ . \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Signifikanz auf dem 10, 5 und 1% Niveau. Der Monatszins wies im System der starren Geldmarktsteuerung keine ARCH-Effekte auf, so daß wir hier die Hypothese unterschiedlicher unbedingter Varianzen testen.

Auch für den Monatszins ist die Dummy-Variable im System der starren und der flexiblen Geldmarktsteuerung signifikant. Insbesondere nach 1985 haben Leitzinsänderungen zu drastischen Preisanpassungen des Monatszinses geführt.

## II. Leitzinsänderungen und langfristige Zinsen, Aktien und Wechselkurse

In rationalen Erwartungsmodellen ergeben sich Assetpreise (allgemein  $Y_t$ ) als Gegenwartswert zukünftig erwarteter Größen, der sogenannten Fundamentalfaktoren ( $y_t$ ). In diesen Modellen gilt:

$$Y_t = \theta \cdot (1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t y_{t+i} + c$$

wobei  $\theta$  einen Proportionalitäts- und  $\delta^i$  den Diskontierungsfaktor darstellt.

Ein solches Modell stellt etwa die Erwartungstheorie der Zinsstruktur dar, nach der sich der langfristige Zins als Durchschnitt der für die Zukunft erwarteten Einperioden Zinsen und einer möglichen Risikoprämie ergibt. Das Gegenwartsmodell

von Aktienkursen drückt den Aktienkurs aus als Gegenwartswert zukünftiger Dividenden, während sich im monetären Ansatz zur Wechselkursklärung der Wechselkurs aus den für die Zukunft erwarteten Geldmengen- und Realoutputverhältnissen zwischen In- und Ausland ergibt (vgl. *Campbell/Shiller* (1987), *MacDonald/Taylor* (1992)).

Wenn neue Informationen über geldpolitische Maßnahmen zukünftige fundamentals betreffen, sollte es auf effizienten Märkten zu Erwartungskorrekturen und damit verbunden zu Preisanpassungen kommen. In welchem Maße Erwartungen aufgrund geldpolitischer „news“ korrigiert werden, ist entscheidend von dem zugrundeliegenden geldpolitischen Regime abhängig (Roley (1987)). Aufgrund der oben angesprochenen Zusammenhänge besteht die Vermutung, daß durch den Wechsel des geldpolitischen Instrumentariums 1985 Preisanpassungen nach Leitzinsänderungen reduziert wurden.

Ein wichtiger Faktor, der den Einfluß geldpolitischer Maßnahmen auf Finanzmärkte determiniert, ist die Glaubwürdigkeit der Zentralbank. *Cukierman* (1992) zeigt, daß die Glaubwürdigkeit einer Zentralbank besonders unter einer zunehmenden Staatsverschuldung leidet, da dies den Anreiz der Zentralbank erhöht, die Staatsverschuldung zu monetarisieren. Ein verstärktes Auftreten realer Schocks führt ebenfalls zu einer Erhöhung der Unsicherheit über die Geldpolitik. In Perioden hoher Staatsverschuldung und vermehrter realer Schocks ist die Zentralbank verstärkt gezwungen, durch Leitzinsänderungen Signale zu setzen, um ihre Glaubwürdigkeit zu sichern. Der Informationsgehalt einer Leitzinsänderung ist hier besonders groß. In der Bundesrepublik ist es seit 1990 durch die Wiedervereinigung, die damit verbundene Zunahme der Staatsverschuldung, häufige Verfehlungen des Geldmengenziels und die Diskussionen um die europäische Einheitswährung zu einer verstärkten Unsicherheit über das Verhalten der Zentralbank gekommen. In dieser Phase sollte somit eine stärkere Reaktion von Assetpreisen auf Leitzinsänderungen zu erwarten sein.

Um neben den Auswirkungen geldpolitischer Regimewechsels auch die Auswirkungen verstärkter Unsicherheit über das Verhalten der Zentralbank analysieren zu können, wird der Gesamtzeitraum von 1982 bis 1994 in drei Teilzeiträume zerlegt. Der ersten Teilzeitraum von 1982 bis 1985 deckt das System der starren Geldmarktsteuerung ab, während im zweiten (Feb. 1985- Dez. 1989) und dritten (Jan. 1990- Oktober 1994) Teilzeitraum die Bundesbank eine flexiblere Geldmarktsteuerung betrieb. Der dritte Teilzeitraum ist durch ein starkes Auftreten realer Schocks gekennzeichnet.

Entsprechend der oben dargestellten Methodik lautet die Schätzgleichung für die bedingte Varianz der Inputzeitreihen:<sup>18</sup>

---

<sup>18</sup> Da die Wechselkurse um 17.30 Uhr erfaßt werden, sollte sich eine um 14.00 Uhr erfolgte Leitzinsänderung bereits in der Wechselkursrendite zwischen Mittwoch und Donnerstag bemerkbar machen. Diesem Sachverhalt wurde bei der Schätzung der Modelle Rechnung getragen.

Tabelle 6

**Der Einfluß von Leitzinsänderungen auf die Volatilität von  
Kapitalmarktzinsen, Aktien und Wechselkursen**

Originalzeitreihe	10-Jahres-Zins	FAZ-Index (log)	DM-Dollar-WK.(log)
<b>Regime I: Januar 1982 bis Januar 1985</b>			
$\alpha_0$	$2.9 \times 10^{-5}$ (4.52)	$7.3 \times 10^{-6}$ (2.91)	$2.6 \times 10^{-6}$ (2.10)
$\alpha_1$	0.047 (9.36)	0.099 (3.65)	0.064 (3.21)
$\beta_1$	0.936 (133.41)	0.777 (13.62)	0.861 (17.76)
$d_1$	$-33.9 \times 10^{-5}$ (-5.84)	$6.9 \times 10^{-6}$ (0.45)	$4.9 \times 10^{-6}$ (0.83)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.002	0.00006	0.00004
LR(1); $H_0: d_1=0$	10.90 <sup>1)</sup>	0.13	0.307
<b>Regime II: Februar 1985 bis Dezember 1989</b>			
$\alpha_0$	$8.0 \times 10^{-5}$ (4.74)	$9.6 \times 10^{-6}$ (4.27)	$2.4 \times 10^{-6}$ (3.60)
$\alpha_1$	0.107 (9.16)	0.135 (8.08)	0.074 (6.00)
$\beta_1$	0.85 (59.26)	0.797 (33.01)	0.881 (39.34)
$d_1$	$13.0 \times 10^{-5}$ (0.52)	$400.0 \times 10^{-6}$ (6.99)	$-1.2 \times 10^{-5}$ (-1.41)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.002	0.00014	0.00006
LR(1); $H_0: d_1=0$	0.211	39.68 ***	1.33
<b>Regime III: Januar 1990 bis Oktober 1994</b>			
$\alpha_0$	$1.3 \times 10^{-5}$ (5.86)	$1.5 \times 10^{-5}$ (5.55)	$1.0 \times 10^{-6}$ (2.63)
$\alpha_1$	0.056 (8.07)	0.144 (8.65)	0.054 (4.69)
$\beta_1$	0.935 (135.19)	0.080 (40.57)	0.923 (54.11)
$d_1$	$73.6 \times 10^{-5}$ (4.74)	$2.2 \times 10^{-4}$ (16.99)	$3.2 \times 10^{-6}$ (0.53)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.001	0.00008	0.00005
LR(1); $H_0: d_1=0$	12.15 ***	144.02 ***	0.21
<b>Gesamtzeitraum: Januar 1982 bis Oktober 1994</b>			
$\alpha_0$	$3.7 \times 10^{-5}$ (7.92)	$4.9 \times 10^{-6}$ (8.49)	$1.8 \times 10^{-6}$ (5.25)
$\alpha_1$	0.079 (15.37)	0.145 (14.72)	0.064 (8.72)
$\beta_1$	0.904 (163.84)	0.809 (86.39)	0.897 (70.03)
$d_1$	$34.2 \times 10^{-5}$ (4.52)	$170.0 \times 10^{-6}$ (22.46)	$2.6 \times 10^{-6}$ (0.72)
Varianz: $\alpha_0/1-\alpha_1-\beta_1$	0.02	0.00010	0.00005
LR(1); $H_0: d_1=0$	5.07 **	160.22 ***	0.31

Die Werte in Klammern sind die *t*-Statistiken der geschätzten Koeffizienten. Die LR-Statistik ist ein Likelihood-Ratio Test der Nullhypothese  $d_1 = 0$ . \*, \*\*, \*\*\* kennzeichnet Signifikanz auf dem 10-, 5- und 1%-Niveau.

<sup>1)</sup> Die Schätzungen des Modells für den 10-Jahreszins in Regime I sind sehr instabil und reagieren stark auf Veränderungen der Anfangswerte. Daher wird auf die Angabe eines Signifikanzniveaus verzichtet.

$$(13) \quad h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + d_1 DLZ_t$$

mit  $DLZ_t = \begin{cases} 1 & \text{am Tag der Leitzinsänderung} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$



Wenn neue Informationen über geldpolitische Maßnahmen starke Preisreaktionen auf Finanzmärkten auslösen ( $e_t$  ist größer als gewöhnlich), sollte in dem Modell die Varianz des Prognosefehlers nach Leitzinsänderungen höher sein als an anderen Tagen. Dies kann getestet werden, indem man prüft, ob  $d_1$  signifikant von null verschieden ist. In Tabelle 6 sind die nach Teilzeiträumen gegliederten Resultate des geschätzten Modells [(8), (9), (5), (13)] für langfristige Zinsen, Aktien- und Wechselkurse dargestellt.

Die Ergebnisse zeigen, daß es im Gesamtzeitraum von 1982 bis 1994 nach Leitzinsänderungen zu signifikanten Reaktionen auf Aktien- und Wertpapiermärkten gekommen ist.

Allerdings sind die Ergebnisse für die einzelnen Regime uneinheitlich. Während Aktienkurse in Regime I nicht auf Leitzinsänderungen reagieren, ist die Reaktion in Regime II und III signifikant. Von 1985 bis 1994 führen Leitzinsänderungen zu Preisanpassungen von Aktienkursen. In der Zeit der beiden Börsencrashes 1987 und 1989 ist die unbedingte Varianz der Aktienkurse am größten. Eine signifikante Reaktion langfristiger Zinsen ist insbesondere in der Zeit von 1990 bis 1994 festzustellen. In Regime II reagieren langfristige Zinsen nicht auf Änderungen von Leitzinsen.

Damit muß die Hypothese, daß durch die Verwendung von Wertpapierpensionsgeschäften Leitzinsänderungen keinen Informationsgehalt besitzen, verworfen werden; Wertpapierpensionsgeschäfte sind weder notwendige noch hinreichende Bedingung für eine insignifikante Reaktion von Aktienpreisen und langfristigen Zinsen. Dagegen sind immer dann signifikante Reaktionen zu beobachten, wenn sich die Geldpolitik in einem schwierigen realwirtschaftlichen Umfeld befindet, wie dies zwischen 1990 und 1994 der Fall gewesen ist. In diesen Phasen herrschte große Unsicherheit über das Verhalten der Zentralbank, so daß Leitzinsänderungen hier einen hohen Informationsgehalt besitzen.

Auf Devisenmärkten ist es im Anschluß an Leitzinsänderungen nicht zu signifikanten Preisreaktionen gekommen. Regimespezifische Besonderheiten sind nicht zu erkennen.

## F. Zusammenfassung

Zieht man ein Fazit aus den obigen Untersuchungen, so verdienen folgende Aspekte hervorgehoben zu werden:

1. Gerade bei kurzfristigen Zinsen ist eine starke Abhängigkeit im Varianzprozeß von der Art des geldpolitischen Regimes (starre versus flexible Geldmarktsteuerung) erkennbar.
2. Zentralbankratsitzungen führen zu erhöhten Unsicherheiten bei kurzfristigen Zinsen, gemessen an der bedingten Varianz von Tages- und Monatszins; ebenso ergibt sich ein deutlicher Einfluß von Leitzinsänderungen.

3. Der Varianzprozeß langfristiger Kapitalmarktzinsen ist nicht abhängig von geldpolitischen Regimen. Hier spielen unsichere Rahmenbedingungen wie hohe Staatsdefizite, Situation nach der Wiedervereinigung eine wichtige Rolle.
4. Der Varianzprozeß von Aktienkursen reagiert wenig auf geldpolitische Aktionen und Regimewechsel; ein Einfluß auf den DM/Dollar-Wechselkurs ist nicht erkennbar.

## Literatur

- Ahrens, R./Alexander, V./Wasmund, J.* (1995), Der Einfluß geldpolitischer Regime auf die Volatilität von Geldmarktzinssätzen – empirische Evidenzen für Deutschland, Diskussionspapier.
- (1996), Die Volatilität von Zinssätzen unterschiedlicher Fristigkeit- eine empirische Analyse kausaler Beziehungen, Diskussionspapier.
- Baillie, R. T./Bollerslev, T.* (1989), The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, S. 297 - 305.
- Batten, D. S./Thornton, D. L.* (1985), The Discount Rate, Interest Rates and Foreign Exchange Rates: An Analysis with Daily Data, *Federal Reserve Bank of St Louis Review* 67, S. 22 - 30.
- Bera, A. K./Jarque, C. M.* (1982), Model Specification Tests: A simultaneous Approach, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 20, S. 59 - 82.
- Berndt, E. K./Hall, B. H./Hall, R. E./Hausman, J. A.* (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, in: *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 4, S. 151 - 174.
- Bollerslev, T.* (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, S. 307 - 327.
- Bollerslev, T./Chou, R. Y./Kroner, K. F.* (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, *Journal of Econometrics*, Vol. 52, S. 5 - 59.
- Box, G. E. P./Jenkins, G. M.* (1976), *Time Series Analyses: Forecasting and Control*, Revised Edition, San Francisco.
- Brown, K. H.* (1981), Effects of Changes in the Discount Rate on the Foreign Exchange Value of the Dollar: 1973 to 1978, *The Quarterly Journal of Economics*, S. 551 - 558.
- Clark, P. K.* (1973), The Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, *Econometrica*, Vol. 41, S. 135 - 155.
- Cook, T./Hahn, T.* (1988), The Information Content of Discount Rate Announcements and Their Effect on Market Interest Rates, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 20, S. 167 - 180.
- (1989), The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, S. 331 - 351.

- Cornell, B.* (1983), The Money Supply Announcements Puzzle: Review and Interpretation, *The American Economic Review*, Vol. 73, S. 644 - 657.
- Davidson, R./MacKinnon, J. D.* (1993), Estimation and Inference in Econometrics, New York.
- Dickey, D. A./Fuller, W. A.* (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit-Root, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, S. 427 - 431.
- Dickey, D. A./Fuller, W. A.* (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit-Root, in: *Econometrica*, Vol. 49 (4), S. 1057 - 1072.
- Dickey, D. A./Bell, W. R./Miller, R. B.* (1986), Unit Root in Time Series Models: Tests and Implications, *The American Statistician*, Vol. 40, S. 12 - 26.
- Diebold, F. X.* (1988), Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics. Springer Verlag. New York, Heidelberg and Tokyo.
- Dixit, A./Pindyck, R.S.* (1994), Investment under Uncertainty, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Eichenbaum, M./Evans, C.* (1995), Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110. S. 975 - 1009.
- Engel, C./Frankel, J.* (1984), Why Interest Rates React to Money Announcements. An Explanation from the Foreign Exchange Market, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 13, S. 31 - 39.
- Engle, R. F.* (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, S. 987 - 1008.
- Engle, R. F./Bollerslev, T.* (1986), Modelling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Reviews*, Vol. 5, S. 1 - 50.
- Engle, R. F./Ito, T./Lin, W.* (1990), Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market, *Econometrica*, Vol. 58, S. 525 - 542.
- Engle, R. F./Ng, V. K.* (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, in: *The Journal of Finance*, Vol. 48 (5), S. 1749 - 1778.
- Fama, E. F.* (1982), Inflation, Output and Money, *Journal of Business*, Vol. 55, S. 201 - 232.
- Fama, E. F./Schwert, W. G.* (1977), Asset Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, S. 115 - 146.
- Franke, G./Meyer, B.* (1996), The Impact of German Discount and Lombard Policy on Financial Markets, Diskussionspapier.
- Fuller, W. A.* (1976), Introduction to Statistical Time Series, New York.
- Garfinkel, M. R./Thornton, D. L.* (1995), The Information Content of the Federal Funds Rate: Is it Unique?, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, S. 838 - 847.
- Geske, R./Roll, R.* (1983), The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation, *Journal of Finance*, Vol. 38, S. 1 - 33.

- Goodhart, C. A. E. / Hall, S. G. / Henry, S. G. B. / Pesaran, B.* (1993), News Effects in a High Frequency Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, S. 1 - 13.
- Griffiths, M. D. / Winters, D. B.* (1995), Day-of-the-week effects in federal funds rates: Further empirical findings, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 19, S. 1265 - 1284.
- Hamilton, J. D.* (1996), The Daily Market for Federal Funds, *Journal of Political Economy*, Vol. 104, 1, S. 26 - 56.
- Hamilton, J. D. / Susmel, R.* (1994), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, Vol. 64, S. 307 - 333.
- Hardouvelis, G. A.* (1984), Market Perceptions of Federal Reserve Policy and Weekly Monetary Announcements, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, S. 225 - 240.
- (1987), The Signalling Role of Base and Money Announcements and their Effect on Interest Rates: Does Monetary Policy Matter, *The Journal of Finance*, Vol. 42, S. 407 - 422.
- Hasza, D. P. / Fuller, W. A.* (1979), Estimation for Autoregressive Processes with Unit Roots, in: *The Annals of Statistics*, Vol. 7 (5), S. 1106 - 1120.
- Ho, T. S. Y. / Saunders, A.* (1985), A Micro Model of the Federal Funds Market, *Journal of Finance*, Vol. 40, S. 977 - 988.
- Hsieh, D. A.* (1989), Modelling Heteroscedasticity in Daily Foreign Exchange Rates, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, S. 307 - 317.
- Huizinga, J. / Leiderman, L.* (1987), The signalling Role of Base and Money Announcements and their effects on Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, S. 439 - 462.
- Ito, T. / Engle, R. F. / Lin, W.* (1992), Where does the meteor shower come from? The Role of Stochastic Policy Coordination, *Journal of International Economics*, Vol. 32, S. 221 - 240.
- Jaenicke, J.* (1995), Wertpapierpensionsgeschäfte. Empirische Analyse der Wirkung des Zinstendeverfahrens auf die Marktzinsen, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Bd. 214, S. 209 - 225.
- Jensen, G. R. / Johnson, R. R.* (1995), Discount Rate Changes and Security Returns in the U.S., 1962 - 1991, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 19, S. 79 - 95.
- Joines, D. H.* (1991), Money Supply Announcements and Real Economic Activity, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28, S. 391 - 410.
- Krämer, W. / Runde, R.* (1996), Stochastic Properties of German Stock Returns, *Empirical Economics*, Vol. 21, S. 281 - 306.
- Lamoureux, C. G. / Lastrapes, W.* (1990a), Persistence in Variance, Structural Change, and the GARCH Model, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol 8 , S. 225 - 234.
- Lamoureux, C. G. / Lastrapes, W. D.* (1990b), Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects, *Journal of Finance*, Vol. 45, S. 221 - 229.
- Lastrapes, W. D.* (1989), Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy: An ARCH Application, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 21, S. 66 - 77.
- Ljung, G. M. / Box, G. E. P.* (1978), On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, in: *Biometrika*, Vol. 65, S. 297 - 303.

- MacDonald, R./Taylor, M. P.* (1992), Exchange Rate Economics, IMF Staff Papers, Vol. 39, No. 1, S. 1 - 57.
- Mandelbrot B.* (1963), The Variation of Certain Speculative Prices, in: Journal of Business, Vol. 36, S. 393 - 419.
- Nelson, C. R.* (1976), Inflation and Rates of Return on Common Stocks, Journal of Finance, Vol. 31, S. 471 - 483.
- Pearce, D. K./Roley, V. V.* (1983), The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money: A Note, The Journal of Finance, Vol. 38, S. 1323 - 1333.
- Phillips, P. C. B.* (1987), Time Series Regression with a Unit Root, in: Econometrica, Vol. 55, S. 277 - 301.
- Phillips, P. C. B./Perron, P.* (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, in: Biometrika, Vol. 75, S. 335 - 346.
- Rohde, A.* (1995), Geldmarkt und Geldmarktsteuerung in der Bundesrepublik Deutschland, in: Konzepte und Erfahrungen der Geldpolitik, Beihefte zu Kredit und Kapital, Heft 13, S. 243 - 266.
- Roley, V. V.* (1987), The Effects of Money Announcements under Alternative Monetary Control Procedures, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 19, 3, S. 292 - 307.
- Roley, V. V./Troll, D.* (1984), The Impact of Discount Rate Changes on Market Interest Rates, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Vol 69, S. 27 - 39.
- Strongin, S.* (1995), The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle, Journal of Monetary Economics, Vol. 35, S. 463 - 497.
- Smirlock, M./Yawitz, J.* (1985), Asset Returns, Discount Rate Changes, and Market Efficiency, The Journal of Finance, Vol. 40, S. 1141 - 1158.
- Tauchen, G. E./Pitts, M.* (1983), The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets, Econometrica, Vol. 51, S. 485 - 505.
- Tarhan, V.* (1995), Does the Federal Reserve affect asset prices, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 19, S. 1199 - 1222.
- Thornton, D. L.* (1982), Discount Rates and Market Interest Rates: What's the Connection, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, June/July, S. 3 - 14.
- (1994), Why do T-Bill Rates React to Discount Rate Changes?, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 26, S. 839 - 850.
- Urich, T. J./Wachtel, P.* (1981), Market Response to Weekly Money Supply Announcements in the 1970s, Journal of Finance, Vol. 36, S. 1063 - 1072.
- Von Hagen, J.* (1988), Alternative Operating Regimes for Money Stock Control in Western Germany: An Empirical Evaluation, in: Weltwirtschaftliches Archiv, 124, S. 89 - 107.
- Wasmund, J./Alexander, V./Ahrens, R.* (1996), Zentralbankratsitzungen der Deutschen Bundesbank und die Volatilität von Geld- und Kapitalmarktzinsen, Diskussionspapier.
- Wasmund, J./Alexander, V./Feth, C.* (1996), Der Einfluß von Leitzinsänderungen in unterschiedlichen geldpolitischen Regimen auf Aktien- und Wechselkurse: empirische Evidenzen für die BRD, Diskussionspapier.

- Waud, R. N.* (1970), Public Interpretation of Federal Reserve Discount Rate Changes: Evidence on the „Announcement Effect“, *Econometrica*, Vol. 38, No. 2, S. 231 - 250.
- Wu, Y./Zhang, H.* (1996), Mean Reversion in Interest Rates: New Evidence from a Panel of OECD Countries, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, S. 604 - 621.

# Untersuchung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt 1970 - 1996<sup>1</sup>

Von *Jürgen Wolters*, Berlin

## A. Einleitung

Die Bundesbank widmet der Zinsentwicklung sowie der Entwicklung der Renditestruktur laufend große Aufmerksamkeit. In ihrem Monatsbericht vom November 1996 schreibt sie auf Seite 17:

„Den Zinsen kommt im marktwirtschaftlichen Prozeß eine Schlüsselrolle zu. Als Preis für die intertemporale Überlassung von Kaufkraft sind sie zentrale Einflußgrößen für vielfältige Spar- und Investitionsentscheidungen in der Volkswirtschaft. . . . Die kurzfristigen Zinssätze sind wesentlich durch die Geldmarktkonditionen bestimmt und unterliegen einem vergleichsweise starken unmittelbaren Einfluß der Geldpolitik. Demgegenüber hängen die langfristigen Zinsen zumindest auf mittlere Sicht hauptsächlich von gesamtwirtschaftlichen Fundamentalgrößen ab, die nur mittelbar von der Geldpolitik beeinflusbar sind.“

Im folgenden sollen daher die nominalen Kapitalmarktzinsen und insbesondere der Zusammenhang zwischen Renditen von Wertpapieren mit unterschiedlichen Restlaufzeiten untersucht werden. Arbeiten, in deren Mittelpunkt die Bewertung von Derivaten steht, betrachten hierzu die Beziehung der Renditen für unterschiedliche Restlaufzeiten zu festen Zeitpunkten, z. B. *Cox, Ingersoll* und *Ross* (1985) oder *Heath, Jarrow* und *Morton* (1992). Im Gegensatz zu diesen Querschnittsanalysen betrachten stärker makroökonomisch ausgerichtete Arbeiten die zeitliche Entwicklung des Zusammenhangs zwischen Zinsen mit festen Laufzeiten. Die theoretische Grundlage für diese Längsschnittsanalysen bildet im wesentlichen die Erwartungshypothese der Zinsstruktur, die u. a. auf *Fisher* (1930) und *Lutz* (1940) zurückgeht.

In dieser Arbeit wird Bezug nehmend auf die Erwartungshypothese versucht, langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Kapitalmarktrenditen mit unterschiedlicher Restlaufzeit im Zeitraum von 1970 bis 1996 abzuleiten. Hierbei

---

<sup>1</sup> Schriftliche Fassung des bei der Tagung des Ausschusses für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik in Frankfurt/M am 28.2. und 1. 3. 1997 gehaltenen Vortrags. Ich danke Uwe Hassler, Bernd Lucke und Dieter Nautz, Freie Universität Berlin, für hilfreiche Anmerkungen zur schriftlichen Fassung recht herzlich.

wird auch die Untersuchungsperiode aufgespalten in die Zeiträume vor und nach der deutschen Währungsunion, um zu sehen, ob sich strukturelle Veränderungen ergeben haben. Vom methodischen Ansatz her werden dabei neuere Entwicklungen in der Analyse nichtstationärer Zeitreihen wie der Kointegrationsansatz benutzt.

Im einzelnen werden zunächst die zugrundeliegenden Daten und deren Eigenschaften analysiert. Danach erfolgt eine Darstellung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und ihrer Implikationen. Nach der Präsentation der empirischen Ergebnisse folgt deren ausführliche Diskussion, bevor eine kurze Schlußfolgerung die Arbeit abschließt.

## B. Daten

Die hier verwendeten monatlichen Renditen für Wertpapiere mit Restlaufzeiten von einem bis zu zehn Jahren  $R_1, R_2, \dots, R_{10}$  stammen aus *Deutsche Bundesbank, Statistische Beihefte zum Monatsbericht 2*, Tabelle 7e und umfassen den Zeitraum von 1970(1) bis 1996(10).<sup>2</sup>

Abbildung 1 zeigt die zeitliche Entwicklung von  $R_1$  und  $R_{10}$ . Alle übrigen Renditen verlaufen innerhalb dieser beiden Kurven. In Abbildung 2 sind die Verläufe aller Renditen dargestellt. Hochzinsphasen sind Mitte der Siebziger, Anfang der Achtziger und Anfang der Neunziger zu beobachten. In der Nähe dieser Hochzinsphasen findet man häufig inverse Verläufe der Zinsstruktur, während niedrige Zinsen oft mit steilen normalen Zinsstrukturkurven einhergehen, wie z. B. im Oktober 1996. Den Verlauf ausgewählter Renditestrukturen zeigt Abbildung 3. Für detaillierte Beschreibungen der Renditeentwicklung siehe z. B. *Deutsche Bundesbank* (1983, 1991, 1996).

Für die folgende empirische Analyse ist es wichtig zu wissen, ob die Renditen als stationäre Zeitreihen, d. h. Zeitreihen, die konstante Mittelwerte und Varianzen und zeitunabhängige Autokovarianzen aufweisen, behandelt werden können. Aus Abbildung 1 und 2 ist ersichtlich, daß zeitabhängige Mittelwerte aufgrund von deterministischen Trendverläufen a priori ausgeschlossen werden können. Andererseits könnten aber durchaus zeitabhängige Varianzen vorliegen, wie dies bei sogenannten integrierten Prozessen der Ordnung 1 ( $I(1)$ ) auftritt. Diese Prozesse haben die Eigenschaft, daß im Gegensatz zu ihren Niveaus ihre ersten Differenzen stationär ( $I(0)$ ) sind. Bei Regressionen unabhängiger  $I(1)$ -Prozesse kann es zu Scheinre-

<sup>2</sup> Die  $R_j, j = 1, 2, \dots, 10$ , ergeben sich für jeden Zeitpunkt als Schätzwerte folgender Regressionsgleichung  $\tilde{R}_j = a_0 + a_1j + a_2 \ln j + a_3K + a_4 \ln K + u$ , wobei  $\tilde{R}_j$  Renditen von Bundesanleihen mit Restlaufzeit  $j$  und  $K$  die entsprechenden Nominalverzinsungen (Kuponsätze) sind. Siehe *Deutsche Bundesbank* (1983). Durch die Einbeziehung von  $K$  und  $\ln K$  sollen die Effekte von zinstragenden Papieren erfaßt werden. Um diesen Kuponeffekt zu erfassen, könnte man auch eine Regressionsbeziehung für die beobachteten Preise betrachten. Siehe hierzu z. B. *Röhrs* (1993).



gressionen kommen, d. h. es ergeben sich  $t$ -Werte und Bestimmtheitsmaße, die nach den üblichen Kriterien für stationäre Prozesse als signifikant angesehen werden.<sup>3</sup> Die von Engle und Granger (1987) entwickelte Kointegrationsanalyse hilft, dieses Problem zu vermeiden.

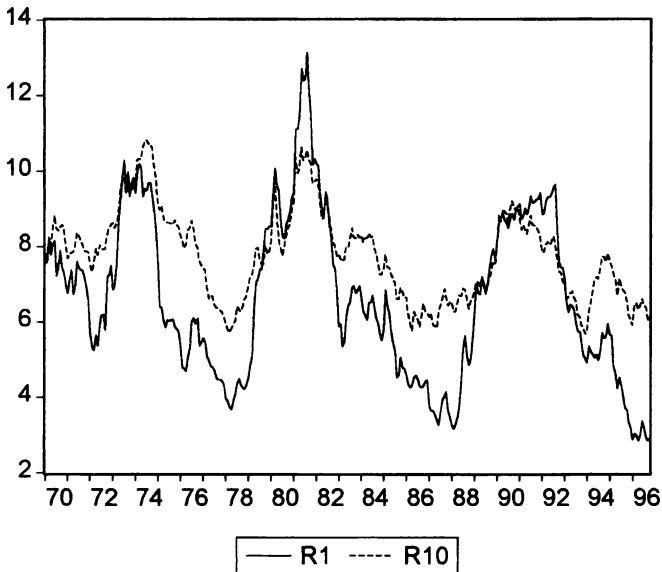


Abbildung 1

Um festzustellen, ob die  $R_{j_t}$ ,  $j = 1, 2, \dots, 10$ ,  $I(1)$  oder  $I(0)$  sind, werden sogenannte Einheitswurzeltests durchgeführt. Hierbei wird getestet, ob in der Regressionsgleichung

$$(1) \quad \Delta x_t = a_0 + a_1 x_{t-1} + v_t$$

der Koeffizient  $a_1$  null ist. Kann die Nullhypothese  $a_1 = 0$  nicht verworfen werden, dann enthält  $x_t$  eine Einheitswurzel und ist nichtstationär. Ist dagegen  $\hat{a}_1$  signifikant negativ, dann liegt ein stationärer Prozeß vor. Als Teststatistik wird der  $t$ -Wert von  $\hat{a}_1$  verwendet. Allerdings kann dabei nicht die übliche  $t$ -Verteilung benutzt werden. Entsprechende kritische Werte ergeben sich durch Monte Carlo Simulationen, siehe z. B. *McKinnon* (1991). Der Prozeß  $v_t$  in (1) ist üblicherweise kein reiner Zufallsprozeß. Um die Autokorrelationsstruktur in  $v_t$  zu erfassen, werden im Augmented Dickey Fuller (ADF)-Test (siehe z. B. *Dickey, Bell und Miller*, 1986) in (1) noch zusätzliche verzögerte Differenzen von  $x_t$  aufgenommen, solange

<sup>3</sup> Für eine einführende Darstellung hierzu siehe z. B. *Wolters* (1995a).

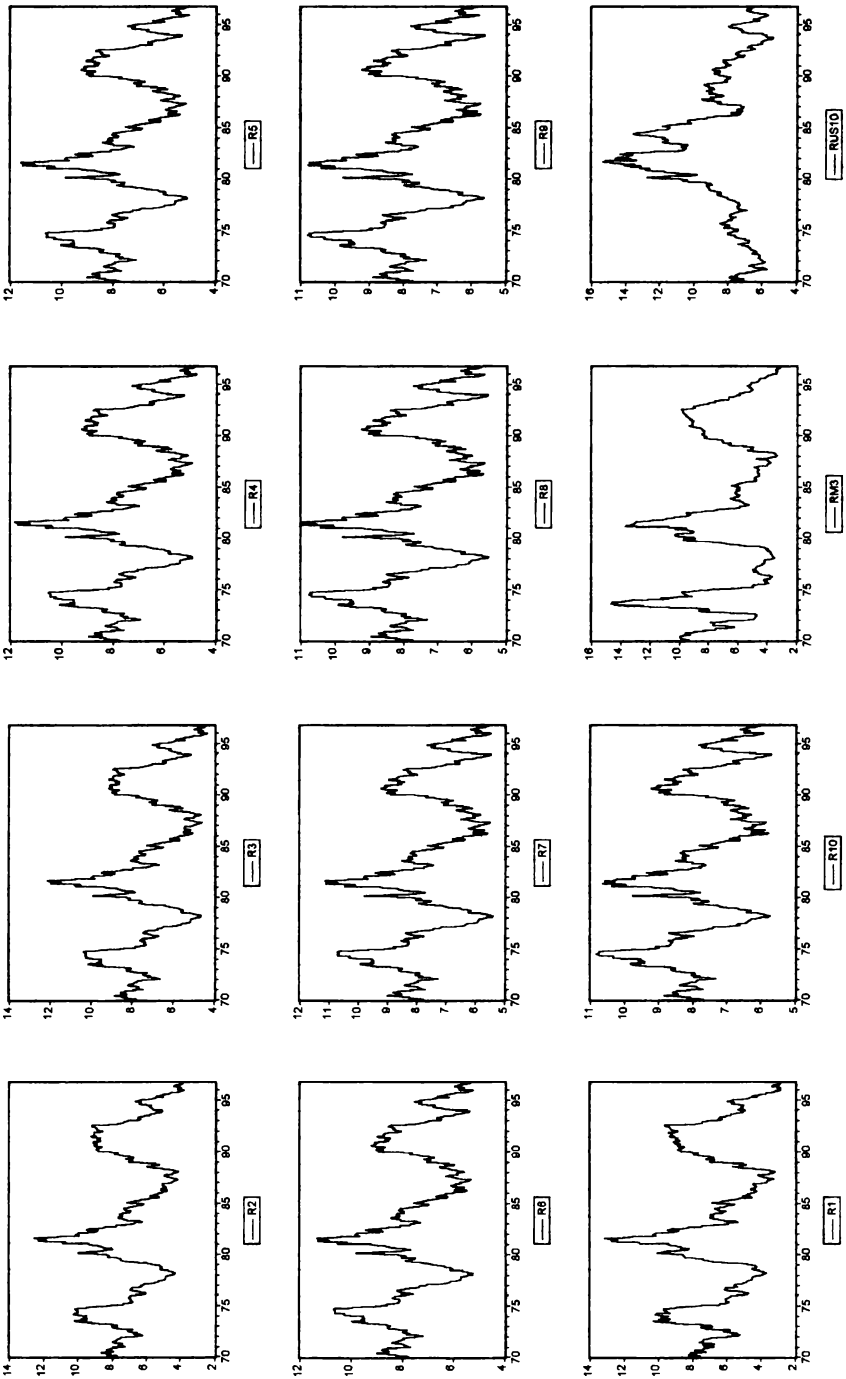


Abbildung 2

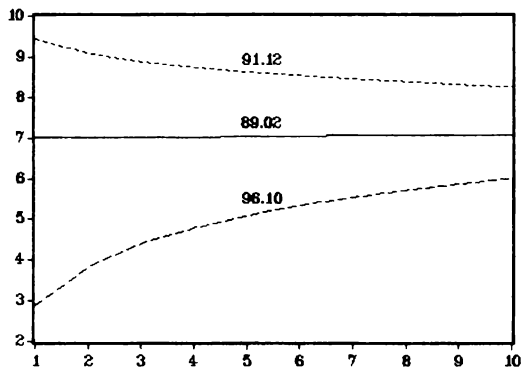
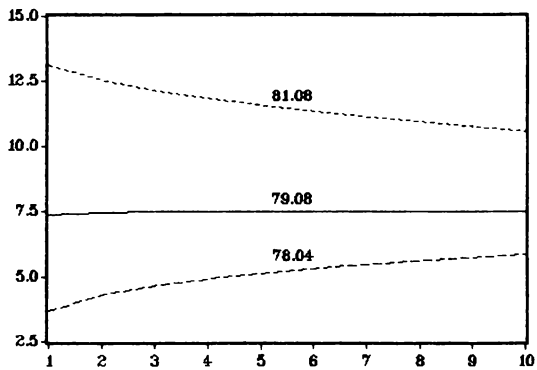
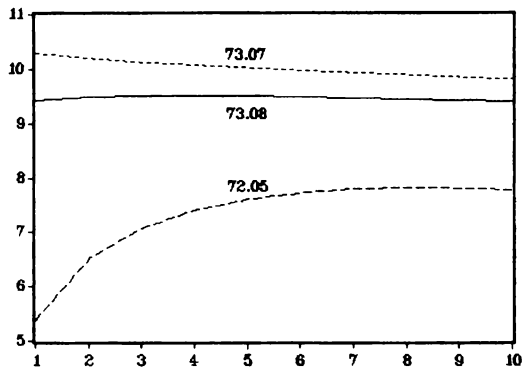


Abbildung 3

bis die Residuen unkorreliert sind. Alternativ erfassen *Phillips* und *Perron* (1988) die Autokorrelation in  $v_t$  durch einen nichtparametrischen Ansatz. Diese Methode (PP-Test) erlaubt, im Gegensatz zum ADF-Test, auch Heteroskedastizität in  $v_t$ , aber erfordert eine Modifikation der  $t$ -Statistik.

Da Finanzmarktdaten häufig Heteroskedastizität aufweisen, werden hier beide Tests angewandt. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Tabelle 1 enthalten.<sup>4</sup> Es zeigt sich ganz deutlich, daß die Hypothese, „die Renditen sind I(1)“, nicht verworfen werden kann.

### C. Theoretische Grundlagen

Um den Zusammenhang und die zeitliche Entwicklung zwischen Zinssätzen für Wertpapiere mit unterschiedlichen Restlaufzeiten zu erfassen, wird sehr häufig von der Erwartungshypothese der Zinsstruktur ausgegangen.<sup>5</sup> In linearisierter Form kann sie für  $k \geq 2$  geschrieben werden als

$$(2) \quad Rk_t = \sum_{j=0}^{k-1} w_j^{(k)} E_t R1_{t+j} + \lambda k_t \quad \text{mit} \quad \sum_{j=0}^{k-1} w_j^{(k)} = 1 .$$

Hierbei bezeichnen  $Rk_t$ ,  $k = 1, 2, \dots, n$ , die Renditen für Papiere mit einer Restlaufzeit von  $k$  Perioden. Es werden rationale Erwartungen unterstellt, d. h.  $E_t(\cdot)$  ist der bedingte Erwartungswert, gegeben alle Informationen bis zum Zeitpunkt  $t$ . Mit  $\lambda k_t$  wird eine Liquiditäts- bzw. Risikoprämie bezeichnet. Werden risikoneutrale Investoren unterstellt, für die Wertpapiere mit unterschiedlichen Laufzeiten vollständige Substitute sind, so ergibt sich in der sogenannten reinen Form der Erwartungstheorie eine Risikoprämie von null. Durch Ausnutzen von Arbitragemöglichkeiten verschwinden bestehende Preisunterschiede. Abgeschwächte Formen der Erwartungshypothese lassen von null verschiedene Prämien zu, häufig werden diese als zeitlich konstant und laufzeitabhängig angesehen. In diesem Falle wird die Annahme der Risikoneutralität aufgegeben. Wertpapiere mit unterschiedlichen Restlaufzeiten sind keine vollständigen Substitute mehr. Unterschiedliche Hypothesen zur Erklärung von Liquiditäts- oder Risikoprämien gehen z. B. auf *Hicks* (1939) oder *Modigliani* und *Sutch* (1966, 1967) zurück.

Zunächst wurde in der Literatur bei der Ableitung der Erwartungshypothese der Zinsstruktur von reinen Diskontbonds, also nicht zinstragenden Papieren ausgegangen. In diesem Falle gilt für die Gewichte  $w_j^{(k)}$  in (2)

$$(3) \quad w_j^{(k)} = \frac{1}{k} .$$

<sup>4</sup> Alle Schätzungen wurden entweder mit Micro TSP 7.01 oder EVIEWS 2.0 durchgeführt.

<sup>5</sup> Siehe z. B. die Übersichtsartikel von *Melino* (1988) oder *Shiller* (1990).

Tabelle 1

**Einheitswurzeltests für die Renditen für den Zeitraum von 1970(6) bis 1996(10),  
315 Beobachtungen**

	Niveaus		Differenzen	
	ADF – Test <sup>a)</sup>	PP – Test <sup>b)</sup>	ADF – Test <sup>c)</sup>	PP – Test <sup>d)</sup>
R1	-1.82	-2.14	-13.98	-14.50
R2	-1.95	-2.11	-13.16	-13.43
R3	-2.02	-2.13	-13.15	-13.31
R4	-2.06	-2.15	-13.38	-13.50
R5	-2.09	-2.18	-13.62	-13.72
R6	-2.11	-2.21	-13.83	-13.92
R7	-2.12	-2.24	-14.02	-14.11
R8	-2.14	-2.26	-14.22	-14.31
R9	-2.15	-2.29	-14.46	-14.55
R10	-2.17	-2.31	-14.69	-14.77

a) Testgleichung enthält Konstante und eine verzögerte Differenz.

b) Testgleichung enthält Konstante; es wird ein Bartlett-Fenster und ein Stützpunkt von 5 verwendet.

c) Testgleichung enthält keine Konstante und keine verzögerte zweite Differenz.

d) Testgleichung enthält keine Konstante; es wird ein Bartlett-Fenster und ein Stützpunkt von 5 verwendet.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% beträgt der kritische Wert im Modell mit Konstante - 2.57.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% beträgt der kritische Wert - 2.57 im Modell ohne Konstante.

Soll aber die Erwartungshypothese auch für zinstragende Wertpapiere Gültigkeit haben, dann müssen die Kuponeffekte mit berücksichtigt werden. Diese Überlegungen gehen auf *Shiller* (1979) zurück. Es ergibt sich dann für die Gewichte in (2)

$$(4) \quad w_j^{(k)} = \frac{g^j(1-g)}{1-g^k} \text{ mit } g = \frac{1}{1+K},$$

wobei  $K$  der konstante durchschnittliche Kuponsatz ist. *Shiller, Campbell* und *Schoenholz* (1983) stellen den Zusammenhang der Gewichte in (4) mit der Duration von zinstragenden Wertpapieren her.

Um die Erwartungshypothese der Zinsstruktur empirisch zu überprüfen, wurde häufig die Prognosequalität von Terminzinssätzen für die entsprechenden zukünftigen Zinssätze untersucht. Erst in neuerer Zeit werden dabei explizit die für die Analyse von nichtstationären Zeitreihen angemessenen Verfahren, nämlich die Untersuchung von Kointegrationsbeziehungen berücksichtigt. Die entsprechenden Implikationen für die Erwartungshypothese der Zinsstruktur wurden zuerst von *Campbell* und *Shiller* (1987, 1988, 1991) hergeleitet und angewendet. Für weitere Anwendungen von Kointegrationsansätzen für die Analyse der Zinsstruktur siehe z. B. *Dahlquist* und *Jonsson* (1995), *Engsted* und *Tanggaard* (1994), *Hall*, *Anderson* und *Granger* (1992), *Hansen* (1997), *Hurn*, *Moody* und *Muscatelli* (1995), *Wolters* (1995b) und *Zhang* (1993).

Liegen – wie hier angenommen werden kann –  $n$   $I(1)$ -Variablen vor, dann kann es möglich sein,  $n$ -dimensionale Linearkombinationen dieser  $I(1)$ -Variablen zu finden, die stationär sind.<sup>6</sup> In diesem Falle sagt man, daß die  $n$  nichtstationären Variablen kointegriert sind, und die Koeffizienten jeder stationären Linearkombination definieren einen Kointegrationsvektor. Die Anzahl  $r$  der linear unabhängigen Kointegrationsvektoren ergibt die Dimension des Kointegrationsraumes, den Kointegrationsrang. Falls Kointegration vorliegt, ist  $0 < r < n$ . Ein System von  $n$   $I(1)$ -Variablen mit Kointegrationsrang  $r$  enthält genau  $n - r$  stochastische Trends, die das ganze System treiben.

Ob Renditen mit unterschiedlicher Restlaufzeit bei Gültigkeit der Erwartungshypothese kointegriert sind und wieviele Kointegrationsbeziehungen bei  $n$  Renditen bestehen, läßt sich sofort aus (2) ableiten. Bildet man für ein beliebiges  $k$ ,  $2 \leq k \leq n$ , die Differenz  $Rk_t - R1_t$ , so erhält man wegen (2) und mit  $R1_{t+j} = R1_t + \Delta R1_{t+1} + \dots + \Delta R1_{t+j}$

$$(5) \quad Rk_t - R1_t = (w_1^{(k)} + w_2^{(k)} + \dots + w_{k-1}^{(k)})E_t \Delta R1_{t+1} + (w_2^{(k)} + \dots + w_{k-1}^{(k)})E_t \Delta R1_{t+2} + \dots + w_{k-1}^{(k)}E_t \Delta R1_{t+k-1} + \lambda k_t$$

Da  $\Delta R1_t$  stationär ist, sind auch alle rechts stehenden bedingten Erwartungswerte dieser Größen stationär. Wird weiterhin unterstellt, daß die hier zeitabhängig modellierte Liquiditäts- bzw. Risikoprämie  $\lambda k_t$  stationär ist<sup>7</sup>, dann ist auch  $Rk_t - R1_t$  stationär. Die beiden  $I(1)$ -Variablen  $Rk_t$  und  $R1_t$  sind folglich mit dem Kointegrationsvektor  $(1, -1)$  kointegriert. Gleichung (5) gilt für jedes  $k$ , mit  $2 \leq k \leq n$ . Für die  $n$  Renditen  $R1_t, R2_t, \dots, Rn_t$  gibt es somit genau  $n - 1$  linear unabhängige Kointegrationsvektoren  $\{(-1, 1, 0, \dots, 0), (-1, 0, 1, 0, \dots, 0) \dots (-1, 0, \dots, 0, 1)\}$ . Oder anders ausgedrückt, alle Spreads  $S_{k,1} = Rk - R1$ ,  $k = 2, \dots, n$ , sind stationär. Hieraus folgt sofort, daß jeder beliebige Spread zwi-

<sup>6</sup> Siehe z. B. *Engle* und *Granger* (1987), *Banerjee*, *Dolado*, *Galbraith* und *Hendry* (1993) sowie *Johansen* (1995).

<sup>7</sup> Typischerweise wird von zeitlich konstanten, laufzeitabhängigen Prämien ausgegangen.

schen zwei Renditen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten stationär ist.<sup>8</sup> Ebenso folgt, daß Linearkombinationen von mehr als zwei Renditen stationär und damit kointegriert sind, wenn sich die Komponenten dieser Kointegrationsvektoren zu null summieren.

Da die Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsvektoren für die  $n$  Renditen  $n - 1$  beträgt, ist der Kointegrationsrang  $r = n - 1$ . Dies bedeutet aber, daß es in diesem System nur *einen* stochastischen Trend gibt, der dieses System treibt. Wird dieser als ein Random Walk ohne Drift,  $W_t = W_{t-1} + U_t$  mit  $U_t$  einem reinen Zufallsprozeß, modelliert, dann lassen sich die Renditen auch darstellen als

$$(6) \quad Rk_t = rk_t + b_k W_t \quad k = 1, 2, \dots, n.$$

Hierbei ist  $rk_t$  ein beliebiger stationärer Prozeß und wegen der Stationarität der Spreads müssen alle  $b_k, k = 1, \dots, n$ , gleich sein. Der gemeinsame I(1)-Faktor bestimmt die langfristigen Bewegungen für jede Rendite und legt somit den zeitlichen Verlauf der gesamten Renditestruktur fest. Kurzfristige Sondereffekte werden durch die stationären Terme  $rk_t$  erfaßt.

Diese Modellierung von Zinsstrukturkurven durch gemeinsame Faktoren ist in Arbeiten üblich, die von zeitstetigen allgemeinen Gleichgewichtsmodellen ausgehen wie z. B. die Ein-Faktor Modelle von *Cox, Ingersoll und Ross (1985)* oder *Vasicek (1977)*.

Man kann sich nun die Frage stellen, ob es in dem hier angenommenen Modellrahmen möglich ist, Aussagen über den gemeinsamen stochastischen Trend zu machen. Ausgehend von (2) kann man schreiben

$$(7) \quad \begin{aligned} Rn_t - Rn_{t-1} &= w_0^{(n)}(R1_t - R1_{t-1}) + w_1^{(n)}(E_t R1_{t+1} - E_{t-1} R1_t) \\ &+ w_2^{(n)}(E_t R1_{t+2} - E_{t-1} R1_{t+1}) + \dots + w_{n-1}^{(n)}(E_t R1_{t+n-1} - E_{t-1} R1_{t+n-2}) \\ &+ \lambda n_t - \lambda n_{t-1} \end{aligned}$$

Unter der Annahme von kupontragenden Wertpapieren, d. h. wenn man das Gewichtungsschema (4) benutzt, zeigt sich, daß die Veränderung des langfristigen Zinssatzes von der Veränderung des kurzfristigen Zinssatzes und Ausdrücken der Form

$$E_t R1_{t+j+1} - E_{t-1} R1_{t+j} = E_t R1_{t+j} - E_{t-1} R1_{t+j} + E_t \Delta R1_{t+j+1}$$

abhängt. Hierbei handelt es sich um Prognoserevisionen sowie die Prognosen für Veränderungen der zukünftigen kurzfristigen Zinssätze, d. h. die rechte Seite von

<sup>8</sup> Dies gilt weil  $S_{k,j} = S_{k,1} - S_{j,1}$  ist und eine Linearkombination von zwei stationären Größen wieder stationär ist.

(7) besteht aus einem stationären Prozeß und der Veränderung des kurzfristigen Zinssatzes. Wird dagegen von reinen Diskontbonds, d. h. dem Gewichtungsschema (3) ausgegangen, dann erhält man nach entsprechenden Umordnungen

$$(8) \quad Rn_t - Rn_{t-1} = \frac{1}{n} \left\{ (R1_t - E_{t-1}R1_t) + (E_t R1_{t+1} - E_{t-1} R1_{t+1}) + \dots + (E_t R1_{t+n-2} - E_{t-1} R1_{t+n-2}) \right\} + \frac{1}{n} (E_t R1_{t+n-1} - R1_{t-1}) + \lambda n_t - \lambda n_{t-1}$$

In (8) hängt die Veränderung des langfristigen Zinssatzes nur noch von allen Erwartungsrevisionen, dem  $\frac{1}{n}$ -fachen der Differenz zwischen der  $(n-1)$ -Schritt-Prognose von  $R1_t$  und  $R1_{t-1}$ , sowie der Veränderung der Liquiditätsprämie ab. Für große Restlaufzeiten  $n$  soll angenommen werden, daß der Ausdruck  $\frac{1}{n}(E_t R1_{t+n-1} - R1_{t-1})$  vernachlässigt werden kann. Für konstante Prämien verschwindet  $\lambda n_t - \lambda n_{t-1}$ . Bei den hier unterstellten rationalen Erwartungen sind die Prognoserevisionen unkorrelierte Zufallsvariablen mit Erwartungswert null. Somit ist die rechte Seite von (8) ein reiner Zufallsprozeß  $\varepsilon_t$  und man kann schreiben

$$(9) \quad Rn_t = Rn_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Für reine Diskontbonds und bei Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur ist der langfristige Zinssatz ein Random Walk ohne Drift<sup>9</sup> und damit von keiner anderen Rendite beeinflussbar. Aus der Darstellung (6) folgt dann unmittelbar für  $k = n$ , daß der gemeinsame stochastische Trend  $W_t$  durch die langfristige Rendite  $Rn_t$  erfaßt wird. Der gemeinsame Faktor, der die zeitliche Entwicklung der gesamten Renditestruktur bestimmt, ist die Rendite für die Wertpapiere, welche die längste Restlaufzeit aufweisen.

## D. Empirische Ergebnisse

Wenn die Erwartungshypothese der Zinsstruktur als theoretische Grundlage für die Beschreibung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt dienen soll, dann müssen als notwendige Voraussetzung die Spreads zwischen Renditen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten stationär sein.

In Tabelle 2 werden die Spreads von Renditen mit benachbarten Restlaufzeiten für den gesamten Beobachtungszeitraum auf Stationarität getestet. Sowohl der ADF-Test als auch der PP-Test kommen zu dem Ergebnis, daß diese Spreads als I(1)-Variablen modelliert werden sollten, auch wenn der ADF-Test für  $S_{9,8}$  und

<sup>9</sup> Vgl. hierzu auch *Pesando* (1979).



$S_{10,9}$  und der PP-Test für  $S_{2,1}$  und  $S_{3,2}$  auf dem 10%-Niveau diese Hypothese verwerfen. Entsprechend der Erwartungshypothese der Zinsstruktur müßte gelten, daß jeder Spread stationär ist. Diese Ergebnisse bleiben auch für die Teilperioden vor und nach der deutschen Währungsunion erhalten. Insbesondere für die aktuelle Periode sprechen die Tests sehr klar für die I(1)-Hypothese.

*Tabelle 2*  
**Einheitswurzeltests für Renditedifferenzen (Spreads)**  
**für den Zeitraum von 1970(6) bis 1996(10), 315 Beobachtungen**

	Niveaus		Differenzen	
	ADF – Test <sup>a)</sup>	PP – Test <sup>b)</sup>	ADF – Test <sup>c)</sup>	PP – Test <sup>d)</sup>
R2 - R1	-2.41	-2.80	-11.82	-20.01
R3 - R2	-2.31	-2.64	-11.49	-18.70
R4 - R3	-2.29	-2.54	-11.13	-16.81
R5 - R4	-2.05	-2.40	-15.79	-15.83
R6 - R5	-2.14	-2.31	-15.07	-15.21
R7 - R6	-2.29	-2.35	-15.88	-16.12
R8 - R7	-2.37	-2.30	-16.82	-17.22
R9 - R8	-2.60	-2.53	-18.40	-18.50
R10 - R9	-2.72	-2.52	-19.10	-19.63

a) Testgleichung enthält Konstante und für R2 – R1, R3 – R2 und R4 – R3 zwei verzögerte Differenzen, sonst nur eine.

b) Testgleichung enthält Konstante; es wird ein Bartlett-Fenster und ein Stützpunkt von 5 verwendet.

c) Testgleichung enthält keine Konstante. Für  $\Delta(R2-R1)$ ,  $\Delta(R3-R2)$  und  $\Delta(R4-R3)$  wird eine verzögerte zweite Differenz verwendet, sonst keine.

d) Testgleichung enthält keine Konstante; es wird ein Bartlett-Fenster und ein Stützpunkt von 5 verwendet.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% beträgt der kritische Wert im Modell mit Konstante – 2.57.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% beträgt der kritische Wert – 2.57 im Modell ohne Konstante.

Dieses Resultat wird durch die folgenden Untersuchungen völlig bestätigt. Tabelle 3 zeigt Tests für je zwei benachbarte Renditen. Mit Hilfe des Johansenverfahrens wird in einem bivariaten Fehlerkorrekturmodell, bei dem unterstellt wird, daß die Variablen von null verschiedene Mittelwerte haben können und die Kointegra-

tionsbeziehung ein Absolutglied enthält, auf Kointegration getestet.<sup>10</sup> Für den Zeitraum nach der Währungsunion lassen sich die jeweiligen Nullhypothesen, daß es keine Kointegrationsbeziehung gibt, nicht verwerfen. Für den gesamten Zeitraum und für den Zeitraum bis zur Währungsunion sind die Ergebnisse sehr ähnlich. Für R8 und R9 sowie für R9 und R10 kann die Nullhypothese auf dem 10%-Niveau verworfen werden, während für alle anderen bivariaten Modelle dies nicht möglich ist. Bei Gültigkeit der Erwartungshypothese müßte allerdings immer die Nullhypothese verworfen werden können.

Somit scheinen sich die hier gefundenen Ergebnisse in die Vielzahl der Ergebnisse einzureihen, die keine empirische Evidenz für die Gültigkeit der Erwartungshypothese der Zinsstruktur finden. Es kann für die hier verwendete Renditestruktur nicht davon ausgegangen werden, daß es nur *einen* gemeinsamen Faktor gibt, der für die zeitliche Entwicklung aller Renditen verantwortlich ist. Andererseits zeigt die graphische Darstellung, daß sich die einzelnen Renditen nicht völlig unabhängig voneinander entwickeln. Hinzu kommt, daß im Rahmen der zeitstetigen allgemeinen Gleichgewichtsmodelle zur Zinsstruktur auch Modelle mit zwei und mehr Faktoren existieren.<sup>11</sup> Aus diesen Gründen soll nun weiter untersucht werden, ob der vorliegende Datensatz eine gemeinsame Struktur aufweist. Dabei wird nicht der häufig benutzte Ansatz verwendet, die Analyse beim allgemeinsten Modell zu beginnen und dann sukzessive zu spezielleren Modellen zu gelangen, sondern es wird der umgekehrte Weg beschritten. Für diese Vorgehensweise spricht zum einen, daß der Johansenansatz in hochdimensionalen Systemen wegen fehlender Freiheitsgrade den Kointegrationsrang nicht mehr zuverlässig schätzt und zum anderen, daß – ohne zusätzliche identifizierende Restriktionen – bei mehr als einem Kointegrationsvektor die geschätzten Kointegrationsvektoren i.a. Linearkombinationen der ökonomisch interpretierbaren Gleichgewichtsbeziehungen sind und damit einer sinnvollen Interpretation nur schwer zugänglich sind.

Im Anschluß an die Analyse bivariater Systeme werden nun Systeme untersucht, die aus jeweils drei benachbarten Renditen bestehen. Diese werden überlappend entlang der Zinsstrukturkurve verschoben, d. h. es werden die folgenden acht triva-

<sup>10</sup> Sei  $Y_t$  ein  $n$ -dimensionaler Vektor von  $I(1)$ -Variablen, dann kann der datenerzeugende Prozeß durch ein Fehlerkorrektur-Modell der Form

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + U_t,$$

mit  $U_t$  einem multivariaten White Noise Prozeß, dargestellt werden. Da alle Variablen mit Ausnahme von  $Y_{t-k}$  stationär sind, muß die Matrix  $\Pi$  einen Faktor  $\beta$  enthalten, der eine stationäre Linearkombination  $\beta' Y_{t-k}$  liefert, d. h. es gibt eine Zerlegung  $\Pi = \alpha \cdot \beta'$  mit der  $(n, r)$  Gewichtsmatrix  $\alpha$  und der  $(r, n)$  Matrix  $\beta'$  von Kointegrationsvektoren. Zur Bestimmung des gemeinsamen Rangs  $r$  der drei Matrizen, mit  $0 \leq r \leq n$  werden sukzessive Likelihood-Verhältnis Tests auf  $r = 0$  gegen  $r > 0$ ,  $r \leq 1$  gegen  $r > 1$ , usw. durchgeführt. Bei diesen Tests wird geprüft, ob bestimmte Eigenwerte von null verschieden sind. Die Anzahl der von null verschiedenen Eigenwerte  $r$  liefert den Kointegrationsrang und die Anzahl  $n - r$  der Eigenwerte, die gleich null sind, gibt die Anzahl der gemeinsamen stochastischen Trends an.

<sup>11</sup> Siehe z. B. Longstaff und Schwartz (1992).

rianten Systeme analysiert  $\{R1, R2, R3\}, \{R2, R3, R4\}, \dots, \{R8, R9, R10\}$ . Wie die Ergebnisse in Tabelle 4 zeigen, gibt es für alle Systeme und alle Zeitperioden eine hochsignifikante Kointegrationsbeziehung. Dies bedeutet, daß die zeitliche Entwicklung der Renditestruktur von *zwei* gemeinsamen nichtstationären stochastischen Faktoren bestimmt wird.<sup>12</sup>

Tabelle 3

**Johansen Kointegrationstests mit einer Verzögerung im Fehlerkorrektur-Modell mit zwei Variablen. Absolutglied in der Kointegrationsbeziehung**

	1970(3) - 1996(10)		1970(3) - 1989(12)		1990(6) - 1996(10)	
	$H_0 : r = 0$	Eigenwerte	$H_0 : r = 0$	Eigenwerte	$H_0 : r = 0$	Eigenwerte
R1, R2	11.99	0.03 0.01	11.96	0.03 0.02	11.44	0.10 0.04
R2, R3	11.97	0.03 0.01	12.18	0.03 0.02	11.39	0.10 0.04
R3, R4	12.19	0.03 0.01	12.54	0.03 0.02	11.44	0.10 0.04
R4, R5	12.61	0.03 0.01	13.62	0.03 0.02	11.42	0.10 0.04
R5, R6	14.02	0.03 0.01	15.47	0.04 0.02	11.48	0.10 0.04
R6, R7	14.71	0.03 0.01	16.23	0.04 0.02	11.41	0.10 0.04
R7, R8	16.66	0.04 0.01	17.65	0.05 0.02	10.92	0.10 0.04
R8, R9	18.42	0.04 0.01	18.89	0.06 0.02	10.93	0.10 0.04
R9, R10	20.48	0.05 0.01	19.89	0.06 0.02	10.12	0.09 0.04

Kritischer Wert 5% : 19.96

Wird in jedem trivariaten Modell der Kointegrationsvektor auf den jeweils langfristigen Zinssatz normiert, so ergeben sich die in Tabelle 5a dargestellten Resultate. Es zeigt sich, daß die Ergebnisse über die verschiedenen Zeitperioden hinweg sehr stabil sind und insbesondere, daß sich immer eine Koeffizientensumme von

<sup>12</sup> Ebenfalls zwei gemeinsame stochastische Trends ergeben sich, wenn für den Zeitraum von 1977(1) bis 1993(12) Renditen von Wertpapieren mit Restlaufzeiten von  $i$  bis  $i + 1$  Jahren,  $i = 1, 2, \dots, 6$ , und mehr als 7 Jahren, also keine im Querschnitt interpolierten Daten, verwendet werden. Siehe hierfür Wolters (1997). Eine Hauptkomponentenanalyse der fünf Zinssätze mit den Fristigkeiten von einem Monat sowie 1, 4, 7 und 10 Jahren (reine Diskontbonds) für den Zeitraum von 1970 bis 1993 führt auf zwei Faktoren, die zusammen 95% der Varianz in der Zinsstruktur erklären. Siehe hierzu Bühler et al. (1997).

fast null ergibt. Dies ist ein Ergebnis, das auch bei Gültigkeit der Erwartungshypothese zu erwarten war. Jetzt bedeutet es, daß Linearkombinationen zweier Spreads stationär sind. Daher können die langfristigen Beziehungen in der Renditestruktur wie in Tabelle 5b geschrieben werden.

Dies legt folgende intuitive Interpretation nahe. Die Rendite mit Restlaufzeit  $j$  ist gleich der Rendite mit Restlaufzeit  $j - 1$  und einem Vielfachen der Steigung der Zinskurve zwischen  $j - 1$  und  $j - 2$ . Die beiden gemeinsamen Faktoren können somit als Niveau- und Steigungseffekt interpretiert werden.<sup>13</sup> Der Steigungsparameter nimmt mit zunehmender Restlaufzeit monoton zu. Da aber alle Koeffizienten kleiner als eins sind, werden die Zinsstrukturkurven mit zunehmender Laufzeit immer flacher. Für die gesamte Periode gilt, daß  $S_{10,9} = 0.071 S_{2,1}$  ist, vor der Vereinigung gilt  $S_{10,9} = 0.068 S_{2,1}$  und nach der Vereinigung  $S_{10,9} = 0.077 S_{2,1}$ . Wie man leicht aus Tabelle 5b sieht, verläuft die ganze Zinskurve flach, normal oder invers, sobald ein Segment diese Eigenschaft aufweist. Aufgrund der in Tabelle 5b gegebenen Gleichungen lassen sich durch entsprechende Substitution die Beziehungen zwischen drei beliebigen Zinssätzen der Renditestruktur darstellen.

Erhöht man die Dimension der Modelle, dann muß sich, wenn tatsächlich zwei gemeinsame Faktoren die Zinskurve bestimmen, der Kointegrationsrang entsprechend erhöhen. In den Tabellen 6a und 6b sind die Ergebnisse für zwei fünfdimensionale Modelle  $\{R_1, R_2, R_3, R_4, R_5\}$  und  $\{R_6, R_7, R_8, R_9, R_{10}\}$  dargestellt. Aufgrund der bisherigen Ergebnisse sind drei Kointegrationsbeziehungen ( $r = 3$ ) zu erwarten. Hier zeigt sich die Problematik des Johansenverfahrens bei hochdimensionalen Systemen, insbesondere wenn nur relativ wenige Beobachtungen, wie für die aktuelle Periode, zur Verfügung stehen. Hier läßt sich die dritte Kointegrationsbeziehung höchstens noch auf dem 10% Niveau finden. Ganz deutlich zeigt sich dieses Phänomen auch in Tabelle 7. In dem Modell mit allen zehn Zinssätzen müßte bei zwei gemeinsamen Faktoren ein Kointegrationsrang von acht geschätzt werden. Liegen sehr viele Beobachtungen vor, dann findet man den achten Kointegrationsvektor noch auf dem 10% Niveau, während bei relativ wenigen Beobachtungen (Zeitraum 1990 – 1996) nur ein Kointegrationsrang von sechs gefunden wird. Vergleicht man allerdings die Schätzungen der Kointegrationsvektoren in den beiden fünfdimensionalen und im zehndimensionalen Modell, nachdem sie entsprechend der theoretisch zu erwartenden Kointegrationsränge normalisiert wurden, so liefern sie praktisch dieselben numerischen Ergebnisse wie die Schätzungen in den dreidimensionalen Modellen.

<sup>13</sup> Bühler et al. (1997) identifizieren die beiden gefundenen Faktoren durch den langfristigen Zinssatz (Niveaueffekt) und einen Spread (Steigungseffekt).

Tabelle 4

**Johansen Kointegrationstests mit einer Verzögerung im Fehlerkorrektur-Modell mit drei Variablen. Absolutglied in der Kointegrationsbeziehung.**

	1970(3) - 1996(10)		1970(3) - 1989(12)		1990(6) - 1996(10)	
	$H_0: r = 0$ $r \leq 1$	Eigenwerte	$H_0: r = 0$ $r \leq 1$	Eigenwerte	$H_0: r = 0$ $r \leq 1$	Eigenwerte
R1, R2, R3	33.71 <sup>a)</sup>	0.06 0.03	26.96 <sup>a)</sup>	0.07 0.03	27.16 <sup>a)</sup>	0.19 0.10
	12.34	0.01	12.53	0.02	11.20	0.04
R2, R3, R4	36.32	0.07 0.03	31.73 <sup>a)</sup>	0.08 0.03	36.13	0.29 0.09
	12.01	0.01	11.93	0.02	10.21	0.04
R3, R4, R5	45.40	0.10 0.03	37.62	0.10 0.03	53.37	0.42 0.10
	12.50	0.01	13.04	0.02	11.18	0.04
R4, R5, R6	48.03	0.10 0.03	38.65	0.10 0.03	56.43	0.44 0.10
	13.04	0.01	13.46	0.02	11.41	0.04
R5, R6, R7	44.50	0.09 0.03	37.47	0.09 0.04	38.48	0.30 0.10
	13.93	0.01	14.99	0.02	11.05	0.04
R6, R7, R8	51.79	0.11 0.03	42.41	0.11 0.04	53.66	0.42 0.10
	14.38	0.01	15.64	0.02	11.21	0.04
R7, R8, R9	60.11	0.13 0.04	47.52	0.12 0.05	44.04	0.35 0.10
	16.42	0.01	17.00	0.02	10.78	0.04
R8, R9, R10	64.89	0.14 0.04	50.22	0.12 0.06	51.89	0.41 0.10
	18.30	0.01	18.80	0.02	11.10	0.04

Kritische Werte	5%	1%
$r = 0$	34.91	41.07
$r \leq 1$	19.96	24.60

a) Im Fehlerkorrektur-Modell ohne verzögerte Differenzen wird  $H_0: r = 0$  bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% verworfen.

Tabelle 5a

**Geschätzte Kointegrationsbeziehungen in trivariaten Modellen**

j	1970(3) - 1996(10)			1970(3) - 1989(12)			1990(6) - 1996(10)		
	R <sub>j</sub>	R <sub>j-1</sub>	R <sub>j-2</sub>	R <sub>j</sub>	R <sub>j-1</sub>	R <sub>j-2</sub>	R <sub>j</sub>	R <sub>j-1</sub>	R <sub>j-2</sub>
3	1	-1.504	0.516	1	-1.496	0.507	1	-1.526	0.538
4	1	-1.619	0.627	1	-1.610	0.617	1	-1.627	0.639
5	1	-1.688	0.695	1	-1.673	0.680	1	-1.719	0.726
6	1	-1.721	0.727	1	-1.693	0.700	1	-1.742	0.750
7	1	-1.762	0.767	1	-1.746	0.751	1	-1.775	0.782
8	1	-1.786	0.791	1	-1.779	0.783	1	-1.791	0.798
9	1	-1.856	0.858	1	-1.865	0.866	1	-1.817	0.823
10	1	-1.874	0.876	1	-1.897	0.898	1	-1.836	0.840

Tabelle 5b

**Beziehungen in der Renditestruktur**

1970 (3) - 1996(10)	1970(3) - 1989(12)	1990(6) - 1996(10)
$R_3 = R_2 + 0.51 (R_2 - R_1)$	$R_3 = R_2 + 0.50 (R_2 - R_1)$	$R_3 = R_2 + 0.53 (R_2 - R_1)$
$R_4 = R_3 + 0.62 (R_3 - R_2)$	$R_4 = R_3 + 0.62 (R_3 - R_2)$	$R_4 = R_3 + 0.63 (R_3 - R_2)$
$R_5 = R_4 + 0.69 (R_4 - R_3)$	$R_5 = R_4 + 0.68 (R_4 - R_3)$	$R_5 = R_4 + 0.72 (R_4 - R_3)$
$R_6 = R_5 + 0.72 (R_5 - R_4)$	$R_6 = R_5 + 0.70 (R_5 - R_4)$	$R_6 = R_5 + 0.75 (R_5 - R_4)$
$R_7 = R_6 + 0.76 (R_6 - R_5)$	$R_7 = R_6 + 0.75 (R_6 - R_5)$	$R_7 = R_6 + 0.78 (R_6 - R_5)$
$R_8 = R_7 + 0.79 (R_7 - R_6)$	$R_8 = R_7 + 0.78 (R_7 - R_6)$	$R_8 = R_7 + 0.80 (R_7 - R_6)$
$R_9 = R_8 + 0.86 (R_8 - R_7)$	$R_9 = R_8 + 0.87 (R_8 - R_7)$	$R_9 = R_8 + 0.82 (R_8 - R_7)$
$R_{10} = R_9 + 0.88 (R_9 - R_8)$	$R_{10} = R_9 + 0.90 (R_9 - R_8)$	$R_{10} = R_9 + 0.84 (R_9 - R_8)$

Tabelle 6a

**Johansen Kointegrationstests mit einer Verzögerung im Fehlerkorrektur-Modell für R1, R2, R3, R4, R5. Absolutglieder in Kointegrationsbeziehungen**

$H_0$	70 - 96 LR(r,r+1)	70 - 89 LR(r,r+1)	90 - 96 LR(r,r+1)	5 % krit. Werte	1 % krit. Werte
$r = 0$	296.94	226.68	107.28	76.07	84.45
$r \leq 1$	157.44	120.55	55.88	53.12	60.16
$r \leq 2$	31.43	28.92	23.02	34.91	41.07
$r \leq 3$	12.35	12.34	10.06	19.96	24.60
$r \leq 4$	3.71	4.57	3.05	9.24	12.97

Tabelle 6b

**Johansen Kointegrationstests mit einer Verzögerung im Fehlerkorrektur-Modell für R6, R7, R8, R9, R10. Absolutglieder in Kointegrationsbeziehungen**

$H_0$	70 - 96 LR(r,r+1)	70 - 89 LR(r,r+1)	90 - 96 LR(r,r+1)	5 % krit. Werte	1 % krit. Werte
$r = 0$	325.92	241.55	120.41	76.07	84.45
$r \leq 1$	177.60	133.22	73.15	53.12	60.16
$r \leq 2$	34.65	31.24	30.94	34.91	41.07
$r \leq 3$	12.61	12.78	11.89	19.96	24.60
$r \leq 4$	3.92	4.78	3.05	9.24	12.97

Tabelle 7

**Johansen Kointegrationstests mit einer Verzögerung im Fehlerkorrektur-Modell für R1, R2, R3, R4, R5, R6, R7, R8, R9, R10. Absolutglieder in Kointegrationsbeziehungen**

$H_0$	70 - 96 LR(r,r+1)	70 - 89 LR(r,r+1)	90 - 96 LR(r,r+1)	5 % krit. Werte	1 % krit. Werte
$r = 0$	1039.41	757.27	407.62	244.15	257.68
$r \leq 1$	830.96	606.36	293.44	202.90	215.40
$r \leq 2$	662.47	488.16	235.75	165.58	177.20
$r \leq 3$	509.01	375.54	182.22	131.70	143.09
$r \leq 4$	373.33	273.14	133.07	102.14	111.01
$r \leq 5$	249.47	174.91	87.85	76.07	84.45
$r \leq 6$	137.98	96.63	47.16	53.12	60.16
$r \leq 7$	32.29	29.66	26.03	34.91	41.07
$r \leq 8$	12.77	13.03	10.98	19.96	24.60
$r \leq 9$	3.81	4.80	3.39	9.24	12.97

## E. Diskussion der Ergebnisse

Die hier gefundenen empirischen Fakten zeigen, daß alle Renditen  $Rk_t$ ,  $k = 1, 2, \dots, 10$ , und alle Spreads  $S_{k,i,t} = Rk_t - Ri_t$ ,  $k, i = 1, 2, \dots, 10$ ,  $k > i$ , nichtstationär sind, d. h. eine Einheitswurzel aufweisen, während zwischen drei Renditen eine Kointegrationsbeziehung besteht. Unterstellt man nach wie vor entsprechend (2) eine Zerlegung von Renditen mit Laufzeiten größer als ein Jahr in einen Teil, der durch die gewichtete Summe der zukünftig erwarteten kurzfristigen Renditen gebildet wird und einen zweiten Teil, der die Liquiditäts- oder Risikoprämie erfaßt, so ergibt sich die Nichtstationarität von  $Rk_t$ ,  $k = 2, 3, \dots, 10$ , sofort aus der Nichtstationarität von  $R1_t$  unabhängig davon, ob  $\lambda k_t$  konstant, stationär oder  $I(1)$  ist. Ist z. B.  $\lambda k_t$  nichtstationär, dann dürfen  $R1_t$  und  $\lambda k_t$  nicht kointegriert sein, d. h. keinen gemeinsamen stochastischen Trend besitzen. Liegt diese Situation vor, so bedeutet dies, daß der erzeugende Prozeß von zwei verschiedene stochastische Trends enthält. Auch *Evans* und *Lewis* (1994) unterstellen als eine mögliche Erklärung für die empirisch gefundenen Abweichungen von der Erwartungshypothese der Zinsstruktur für US Treasury Bill Sätze, daß die Risikoprämie eine Einheitswurzel aufweist. Sie untersuchen dabei den Zusammenhang zwischen den zukünftigen kurzfristigen Zinsen und den entsprechenden Terminalsätzen.



Die Nichtstationarität der Spreads kann entsprechend (5) auftreten, wenn  $\lambda k_t$  eine Einheitswurzel besitzt. Um die Stationarität einer Linearkombination von drei Renditen zu erklären, betrachte man z. B. zunächst die Linearkombination  $R3_t - \gamma R2_t$ . Wegen (2) gilt

$$R3_t - \gamma R2_t = w_0^{(3)}R1_t + w_1^{(3)}E_t R1_{t+1} + w_2^{(3)}E_t R1_{t+2} + \lambda 3_t - \gamma(w_0^{(2)}R1_t + w_1^{(2)}E_t R1_{t+1} + \lambda 2_t)$$

$$R3_t - \gamma R2_t = (w_0^{(3)} + w_1^{(3)} + w_2^{(3)})R1_t + (w_1^{(3)} + w_2^{(3)})E_t \Delta R1_{t+1} + w_2^{(3)}E_t \Delta R1_{t+2} + \lambda 3_t - \gamma\{(w_0^{(2)} + w_1^{(2)})R1_t + w_1^{(2)}E_t \Delta R1_{t+1} + \lambda 2_t\}$$

$$R3_t - \gamma R2_t = (1 - \gamma)R1_t + b_1 E_t \Delta R1_{t+1} + b_2 E_t \Delta R1_{t+2} + \lambda 3_t - \gamma \lambda 2_t$$

$$\text{mit } b_1 = w_1^{(3)} + w_2^{(3)} - \gamma w_1^{(2)} \quad \text{und} \quad b_2 = w_2^{(3)}$$

Diese Darstellung zeigt, daß für konstante oder stationäre Risikoprämien nur für  $\gamma = 1$  eine Kointegrationsbeziehung, nämlich der Spread, bestehen kann. Sind dagegen die Risikoprämien  $I(1)$ , dann bedeutet eine trivariate Kointegrationsbeziehung, in der sich die Koeffizienten zu null summieren,

$$(10) \quad R3_t - \gamma R2_t - (1 - \gamma)R1_t = u_t \quad \text{mit} \quad u_t = b_1 E_t \Delta R1_{t+1} + b_2 E_t \Delta R1_{t+2} + \lambda 3_t - \gamma \lambda 2_t$$

und  $u_t \sim I(0)$ , daß alle Liquiditätsprämien einen gemeinsamen stochastischen Trend besitzen müssen. In diesem Fall bestimmt sich  $\gamma$  so, daß dieser nichtstationäre Faktor eliminiert wird. Entsprechend den Schätzungen in Tabelle 5 ergeben sich für  $\gamma$  Werte, die größer als eins sind, d. h. mit steigender Restlaufzeit wird in Einklang mit der Liquiditätspräferenztheorie von *Hicks* (1939) die Risikoprämie größer. Die in (10) dargestellte Beziehung läßt sich analog auch für andere drei aufeinanderfolgende Renditen ableiten und damit auch für drei beliebige Renditen.<sup>14</sup>

Abschließend soll noch der Frage nachgegangen werden, ob es möglich ist, Variablen zu finden, mit denen die beiden stochastischen Trends in der Renditestruktur erfaßt werden können. Ein naheliegender Faktor könnten die Inflationserwartungen sein. Allerdings verlangt die Modellierung dieser Größen wieder zusätzliche Annahmen. Hinzu kommt, daß es sich gerade bei monatlichen Inflationsraten zeigt (siehe *Hassler* und *Wolters*, 1995), daß diese am besten durch ein Modell

<sup>14</sup> Versucht man, die nichtbeobachtbaren Prämien durch GARCH-Modelle zu erfassen, so zeigt sich das folgende empirische Phänomen, das im Einklang mit dieser Hypothese steht. Wird den Spreads ein GARCH-in-mean Modell angepaßt, so sind die geschätzten nichtstationären GARCH(1,1)-Prozesse signifikant. Schätzt man andererseits einen GARCH-in-mean Term in den Gleichungen  $Rj_t = a_0 + a_1 Rj - 1_t + a_2 Rj - 2_t + a_3 \sigma_t + u_t$ , so ergeben sich entweder stationäre GARCH(1,1)-Prozesse, die schwach signifikant sind, oder nichtstationäre GARCH(1,1)-Prozesse, die nicht signifikant sind. Die geschätzten Koeffizienten  $\hat{a}_1$  und  $\hat{a}_2$  entsprechen denjenigen aus dem Johansenverfahren.

fraktionalen Rauschens erfaßt werden können und somit weder als I(0)- noch als I(1)-Prozesse modelliert werden sollten.

Eine weitere Vermutung könnte sein, daß zum einen die Geldpolitik und zum anderen der außenwirtschaftliche Einfluß über die Zinsparitätentheorie für die beiden gemeinsamen stochastischen Trends verantwortlich sind. Siehe hierzu auch *Deutsche Bundesbank* (1996). Diese beiden Faktoren sollen durch den Dreimonatsgeldmarktsatz in Frankfurt (*RM3*) und den Zinssatz für zehnjährige US Bonds (*RUS10*) erfaßt werden. Für den Zeitraum nach der deutschen Währungsunion soll diese Hypothese überprüft werden. Dabei wird als repräsentativ für die Renditeentwicklung *R10* verwendet.<sup>15</sup>

Bei Gültigkeit dieser Hypothese muß zwischen diesen drei Variablen dann notwendigerweise *eine* Kointegrationsbeziehung bestehen. Der Johansenstest findet für den Zeitraum von 1990(6) bis 1996(10) auf dem 1% Niveau eine Kointegrationsbeziehung, d. h. *zwei* stochastische Trends. Wenn diese stochastischen Trends die Geldpolitik und die außenwirtschaftlichen Einflüsse erfassen sollen, dann muß in einem Fehlerkorrektur-Modell für *R10*, *RM3* und *RUS10* die Hypothese der schwachen Exogenität<sup>16</sup> für *R10* verworfen werden, aber nicht für *RM3* und *RUS10*.

Tabelle 8 zeigt die Schätzungen für ein solches Fehlerkorrektur-Modell. Die Gleichgewichtsabweichungen *EC* sind nur in der Gleichung für  $\Delta R10_t$  signifikant, d. h.  $RM3_t$  und  $RUS10_t$  sind schwach exogen für  $R10_t$ . Die Schätzungen zeigen weiter, daß  $\Delta RM3_t$  und  $\Delta RUS10_t$  im wesentlichen durch ihre eigenen verzögerten Werte erklärt werden und daß die zeitgleiche Korrelation zwischen diesen Größen und  $\Delta R10_t$  nicht übermäßig stark ausgeprägt ist. Diese Ergebnisse weisen darauf hin, daß es – wie auch von der Bundesbank (1996) behauptet – langfristig zwei Einflußfaktoren für die Renditeentwicklung gibt, nämlich die Geldpolitik und den internationalen Zinsverbund.

---

<sup>15</sup> Schätzungen für *R1* führen zu entsprechenden Resultaten. *RM3* und *RUS10* sind ebenfalls in Abb. 2 enthalten.

<sup>16</sup> Siehe zum Begriff der schwachen Exogenität im Rahmen von Kointegrationsbeziehungen z. B. *Ericsson* (1992).

Tabelle 8

**Fehlerkorrektur-Modell für R10, RM3 und RUS10 für den Zeitraum von 1990(7) bis 1996(10). (Beträge der t-Werte in Klammern)**

	$\Delta R10$	$\Delta RM3$	$\Delta RUS10$
Konst.	0.166 (2.6)	-0.053 (0.9)	-0.106 (1.6)
$\Delta R10_{-1}$	-0.203 (1.7)	0.141 (1.3)	0.178 (1.5)
$\Delta RM3_{-1}$	-0.039 (0.3)	0.240 (2.1)	-0.087 (0.7)
$\Delta RUS10_{-1}$	0.059 (0.5)	0.023 (0.2)	0.456 (3.7)
$EC_{-1}$	-0.314 (3.3)	0.010 (0.1)	0.146 (1.5)
SE	0.205	0.186	0.207

$$EC = R10 - 0.134RM3 - 0.836RUS10 \quad \Sigma = \begin{pmatrix} 1.00 & 0.23 & 0.34 \\ & 1.00 & -0.14 \\ & & 1.00 \end{pmatrix}$$

## F. Schlußbetrachtungen

Unabhängig davon, ob die Entwicklung der Renditestruktur am deutschen Kapitalmarkt für den gesamten Zeitraum von 1970 bis 1996 oder für die beiden Perioden vor und nach der deutschen Währungsunion getrennt betrachtet wird, ergibt sich als empirischer Befund die Nichtstationarität der Zinsdifferenziale zwischen Renditen unterschiedlicher Restlaufzeiten. Damit ist eine Implikation der reinen Form der Erwartungshypothese der Zinsstruktur, daß diese Spreads stationär sein sollen, verletzt. Die Renditestruktur wird also nicht von *einem* gemeinsamen Faktor getrieben.

Andererseits ist für alle untersuchten Zeitperioden eine klare empirische Evidenz vorhanden, daß Kointegrationsbeziehungen zwischen drei Renditen bestehen und zwar in der Form, daß Linearkombinationen von zwei verschiedenen Spreads stationär sind. Dieses bedeutet, daß die zeitliche Entwicklung der gesamten Renditestruktur durch *zwei* Faktoren bestimmt wird, es gibt einen Niveau- und einen Steigungseffekt. Theoretisch läßt sich ein solcher Zusammenhang aus der Erwartungshypothese der Zinsstruktur ableiten, wenn von nichtstationären Liquiditäts- bzw. Risikoprämien ausgegangen wird, die alle einen gemeinsamen nichtstationären stochastischen Faktor aufweisen.

Für den Zeitraum der neunziger Jahre konnte gezeigt werden, daß für die beiden nichtstationären stochastischen Faktoren in der Renditestruktur die Geldpolitik und der internationale Zinszusammenhang verantwortlich sein können. Dieses Ergebnis zeigt die Grenzen einer systematischen Beeinflussung der Renditeniveaus durch geldpolitische Maßnahmen auf.

Zur empirischen Analyse der Renditestruktur wurde in dieser Arbeit nur die in den Daten enthaltene Längsschnittinformation benutzt. Für zukünftige Untersuchungen sollte aber die Querschnittsinformation nicht vernachlässigt werden, zumal es eine Vielzahl von theoretischen Arbeiten gibt, die insbesondere die Laufzeitabhängigkeit der Zinsen untersuchen. Für eine Arbeit, die für die Untersuchung der US Zinsstruktur Zeitreihen- und Querschnittsinformationen kombiniert siehe *de Jong* (1996). Auch in dieser Untersuchung gibt es klare empirische Evidenz für zwei gemeinsame Faktoren.

## Zusammenfassung

Die reine Form der Erwartungshypothese der Zinsstruktur impliziert, daß die Zinsdifferentiale zwischen Renditen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten stationär sein sollen. Die empirische Analyse zeigt, daß für Renditen am deutschen Kapitalmarkt für den Zeitraum von 1970 bis 1996 solche langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen nicht bestehen. Die Renditestruktur wird somit nicht von einem gemeinsamen Faktor getrieben. Es gibt vielmehr klare empirische Evidenz für zwei Faktoren, die als Niveau- und Steigungseffekt interpretiert werden können. Ein solcher Zusammenhang läßt sich aus der Erwartungshypothese der Zinsstruktur ableiten, wenn von nichtstationären Liquiditätsprämien ausgegangen wird, die alle einen gemeinsamen stochastischen Trend aufweisen.

## Literatur

- Banerjee, A. / Dolado, J. / Galbraith, J. W. / Hendry, D. F.* (1993), Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford University Press
- Bühler, W. / Uhrig, M. / Walter, U. / Weber, T.* (1997), Ökonomische und ökonometrische Probleme bei der Bewertung von Zinsoptionen, Allgemeines Statistisches Archiv 81, 25 - 47
- Campbell, J. Y. / Shiller, R. J.* (1987), Cointegration and Tests of Present Value Models, Journal of Political Economy 95, 1062 - 1088
- (1988), Interpreting Cointegrated Models, Journal of Economic Dynamics and Control 95, 505 - 522
  - (1991), Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View, Review of Economic Studies 58, 496 - 514

- Cox, J. C./Ingersoll, J. E./Ross, S. A. (1985), A Theory of the Term Structure of Interest Rates, *Econometrica* 53, 385 - 407
- Dahlquist, M./Jonsson, G. (1995), The Information in Swedish Short-Maturity Forward Rates, *European Economic Review* 39, 1115 - 1131
- Deutsche Bundesbank (1983), Die Zinsentwicklung seit 1978, *Monatsberichte* 35, Januar 1983, 14 - 26
- (1991), Zinsentwicklung und Zinsstruktur seit Anfang der achtziger Jahre, *Monatsberichte* 43, Juli 1991, 31 - 42
- (1996), Die Entwicklung der Kapitalmarktzinsen seit Anfang der neunziger Jahre, *Monatsberichte* 48, November 1996, 17 - 32
- Dickey, D. A./Bell, W. R./Miller, R. B. (1986), Unit Roots in Time Series Models, Tests and Implications, *American Statistician* 40, 12 - 26
- Engle, R. F./Granger, C. W. J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251 - 276
- Engsted, T./Tanggaard, C. (1994), Cointegration and the US Term Structure, *Journal of Banking and Finance* 18, 167 - 182
- Ericsson, N. R. (1992), Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview, *Journal of Policy Modeling* 14, 251 - 280
- Evans, M. D. D./Lewis, K. K. (1994), Do Stationary Risk Premia Explain it All? Evidence from the Term Structure, *Journal of Monetary Economics* 33, 285 - 318
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, New York
- Hall, A. D./Anderson, H. M./Granger, C. W. J. (1992), A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields, *Review of Economics and Statistics* 74, 116 - 126
- Hansen, G. (1997), The Domestic Term Structure and International Interest Rate Linkages: A Cointegration Analysis, *Weltwirtschaftliches Archiv* 132, 675 - 689
- Hassler, U./Wolters, J. (1995), Long Memory in Inflation Rates: International Evidence, *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 37 - 45
- Heath, D./Jarrow, R./Morton, A. (1992), Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation, *Econometrica* 60, 77 - 106
- Hicks, J. R. (1939), *Value and Capital*, Oxford, Clarendon Press
- Hurn, A. S./Moody, T./Muscatelli, V. A. (1995), The Term Structure of Interest Rates in the London Interbank Market, *Oxford Economic Papers* 47, 418 - 436
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press
- de Jong, F. (1996), *Time-Series and Cross-Section Information in Term Structure Models*, Tilburg University, mimeo.
- Longstaff, F. A./Schwartz, E. S. (1992), Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-Factor General Equilibrium Model, *Journal of Finance* 17, 27 - 42
- Lutz, F. A. (1940), The Structure of Interest Rates, *Quarterly Journal of Economics* 55, 36 - 63

- McKinnon*, J. G. (1991), Critical Values for Co-Integration Tests, in: R. F. Engle und C. W. J. Granger (Hrsg.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 267 - 276
- Melino*, A. (1988), The Term Structure of Interest Rates: Evidence and Theory, *Journal of Economic Surveys* 2, 335 - 366
- Modigliani*, F. / *Sutch*, R. (1966), Innovations in Interest Rate Policy, *American Economic Review*, Papers and Proceedings 56, 178 - 197
- (1967), Debt Management and the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Political Economy* 75, 569 - 588
- Pesando*, J. E. (1979), On the Random Walk Characteristics of Short- and Long-Term Interest Rates in an Efficient Market, *Journal of Money, Credit, and Banking* 11, 457 - 466
- Phillips*, P. C. B. / *Perron*, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75, 335 - 346
- Röhrs*, M. (1993), *Empirische Untersuchung der Zeitstruktur des Zinssatzes*, Bergisch Gladbach, Köln
- Shiller*, R. J. (1979), The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations of the Term Structure, *Journal of Political Economy* 87, 1190 - 1219
- (1990), The Term Structure of Interest Rates, in B. Friedman und F. H. Hahn (Hrsg.), *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier Science Publisher, Kapitel 13
- Shiller*, R. J., / *Campbell*, J. Y. / *Schoenholtz*, K. L. (1983), Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates, *Brookings Papers on Economic Activity*, 173 - 223
- Vasicek*, O. (1977), An Equilibrium Characterization of the Term Structure, *Journal of Financial Economics* 5, 177- 188
- Wolters*, J. (1995a), Kointegration und Zinsentwicklung im EWS. Eine Einführung in die Kointegrationsmethodologie und deren Anwendung, *Allgemeines Statistisches Archiv* 79, 146 - 169
- (1995b), On the Term Structure of Interest Rates – Empirical Results for Germany, *Statistical Papers* 36, 193 - 214
- (1997), Cointegration and German Bond Yields, erscheint in: *Applied Economics Letters*
- Zhang*, H. (1993), Treasury Yield Curves and Cointegration, *Applied Economics* 25, 361 - 367

# Empirische Tests der Erwartungs- und der Unverzerrtheithypothese und die Politik der Zentralbank

Von *Peter Kugler*, Bern

## A. Einführung

Die sogenannte Erwartungshypothese der Zinsstruktur und die offene Zinsparitätshypothese spielen in den theoretischen und empirischen monetären Modellen der Makroökonomik und der Aussenwirtschaftstheorie eine wichtige Rolle. Die erste Hypothese besagt, daß der langfristige Zinssatz als ein Mittel aus dem laufenden und den für die Zukunft rational erwarteten kurzfristigen Zinssätzen gebildet wird. Sie stellt die Verbindung zwischen dem direkt von der Geldpolitik beeinflussten kurzfristigen Zinssatz und dem für die gesamtwirtschaftliche Nachfrage wichtigen langfristigen Zinsniveau dar. Die zweite Hypothese, die postuliert, daß die rational erwartete Wechselkursveränderung gleich der Differenz des in- und ausländischen Zinsniveaus ist, stellt den Zusammenhang zwischen dem inländischen Zinsniveau und dem Wechselkurs her. Da die gedeckte Zinsparität aus Gründen der Arbitragefreiheit bei freiem internationalen Kapitalverkehr gelten muß, bedeutet die offene Zinsparität, daß der Terminkurs ein unverzerrter Prediktor für den zukünftigen Kassakurs ist. Beide Hypothesen spielen bei der Erklärung des Transmissionsmechanismus der Geldpolitik eine wichtige Rolle. Demgegenüber steht die Tatsache, daß diese Hypothesen in zahlreichen empirischen Studien immer wieder klar verworfen wurden. Die Daten stehen dabei oft in einem krassen Gegensatz zu den postulierten Zusammenhängen: Die Zinsdifferenz beziehungsweise der Terminabschlag signalisiert meistens zukünftige Wechselkursveränderungen mit einem signifikant falschen Vorzeichen, und vor allem für US Daten erweisen sich die Veränderungen der Spanne zwischen dem langfristigen und dem kurzfristigen Zinssatz als insignifikanter oder sogar falscher Prediktor für die zukünftigen Zinssatzveränderungen.

Diese oft als Finanzmarktanomalien bezeichneten empirischen Ergebnisse werden meistens als die Konsequenz von zeitvariablen Termin- und Risikoprämien oder von irrationaler Erwartungsbildung von Finanzmarktteilnehmern angesehen. Jedoch erscheint es zweifelhaft, daß diese Ursachen allein das Ausmaß der negativen empirischen Evidenz zu erklären vermögen: Erstens zeigt einerseits die US-Studie von *Lewis und Evans* (1994), daß ein wenig plausibles Fristenprofil der Ri-

sikoprämie für die Erklärung der Testergebnisse bezüglich der Erwartungshypothese angenommen werden muß. Andererseits ist es nicht gelungen, mit Modellen der nichtlinearen Zeitreihenanalyse Risikoprämien auf dem Devisenmarkt empirisch nachzuweisen [z. B. die neueren Beiträge von *Bekaert und Hodrick (1993)* und *Hsu und Kugler (1996)*]. Zweitens erscheinen die im Rahmen der Ansätze von *Froot (1989)* und *Frankel und Froot (1989, 90)* zur Erklärung der Testergebnisse notwendigen massiven Abweichungen von der Rationalität nicht plausibel. Zudem führen die Tests der Erwartungshypothese zu je nach Währungen und Perioden stark unterschiedlichen Resultaten. Dieses Resultat scheint auch nicht leicht mit einer irrationalen Erwartungsbildung vereinbar zu sein.

In den letzten 10 Jahren wurde in einigen Beiträgen auf die Rolle der Geldpolitik für die Erklärung dieser „Anomalien“ hingewiesen. An erster Stelle ist hier der Artikel von *Mankiw und Miron (1986)* zu nennen. Diese Autoren haben festgestellt, daß die Daten für den Drei- und den Sechsmontatszinsatz vor der Gründung der Federal Reserve recht gut mit der Erwartungshypothese im Einklang stehen. Erst ab 1913 erweist sich die Spanne zwischen dem lang- und kurzfristigen Zinssatz als insignifikanter Prediktor für den kurzfristigen Zinssatz. *Mankiw und Miron* führen dieses Ergebnis auf die Zinsstabilisierung der Federal Reserve zurück. Unter diesen Umständen ist die rational erwartete Veränderung des kurzfristigen Satzes gleich null. Veränderungen der Spanne reflektieren nur Variationen der Terminprämie und sind für die Vorhersage des kurzfristigen Satzes bedeutungslos. Diese Ergebnisse wurden mit neueren Daten in dem Sinne bestätigt, daß in Ländern mit einer mehr auf Geldmengenziele ausgerichteten Zentralbank (Deutschland, Schweiz) gegenüber den USA für die Erwartungshypothese günstigere Resultate erzielt wurden [*Kugler (1988, 1990)*]. Die Idee von *Mankiw und Miron* wurde von *McCallum (1994)* in einem Modell, das eine Reaktion der Zentralbank auf die Zinsspanne berücksichtigt, weiterentwickelt. Diese Analyse des Zweiperiodenfalles zeigt, daß die Resultate des üblichen Tests der Erwartungshypothese entscheidend von der Stärke der Reaktion der Zentralbank auf die Zinsspanne abhängen. Die Verallgemeinerung dieses Ansatzes für den  $N$ -Periodenfall und eine entsprechende empirische Analyse für vier Länder brachten für dieses einfache Modell überraschend positive Resultate [*Kugler (1996)*]. Ferner zeigt die Arbeit von *Hsu und Kugler (1996a)*, daß die US-Daten für Drei- und Einmonatszinsätze ab 1987 wieder sehr gut mit der Erwartungshypothese erklärt werden können. Dieses Resultat kann plausibel durch die Verwendung der Zinsspanne als Indikator für die US Geldpolitik seit 1987 begründet werden.

Die potentielle Bedeutung der Geldpolitik für die Erklärung der Verzerrung des Terminwechsellkurses wurde zum ersten Mal von *McCallum (1994)* untersucht. Er zeigt, daß die starke negative Verzerrung des Terminabschlages für die zukünftige Wechselkursveränderung durch „leaning against the wind“ am Devisenmarkt und Zinssatzglättung durch die Zentralbank erklärt werden kann. In diesem Zusammenhang kann noch darauf hingewiesen werden, daß dieses Modell von *McCallum* vor dem oben erwähnten verwandten Zinsstrukturmodell entwickelt wurde.



In diesem Beitrag wird die Analyse von McCallum in dem Sinne verallgemeinert, daß die Konsequenzen einer gleichzeitigen Reaktion der Zentralbank auf Zinsspanne und Wechselkursveränderung für die Tests der Erwartungs- und der Unverzerrtheitshypothese untersucht werden. In Abschnitt B. werden zuerst Testergebnisse für die beiden Hypothesen mit Monatsdaten von 1982 - 1995 und fünf Währungen dargestellt. Vor dem Hintergrund dieser empirischen Resultate wird in Abschnitt C. die Bedeutung der geldpolitischen Reaktion auf Wechselkursveränderungen und Zinsspanne anhand eines entsprechenden Modells mit rationalen Erwartungen diskutiert. Schließlich enthält Abschnitt D. einige Schlußfolgerungen.

## **B. Einige empirische Ergebnisse für die Erwartungs- und die Unverzerrtheitshypothese**

In der Folge werden hier die mit Monatsdaten von 1982 - 95 erzielten Testergebnisse für die Erwartungshypothese der Zinsstruktur und die Unverzerrtheitshypothese des Terminwechselkurses für DM, Pfund, Yen, Schweizer Franken und US Dollar dargestellt. Die Erwartungshypothese wird mit Drei- und Einmonatszinssätzen am Euromarkt und die Unverzerrtheitshypothese mit dem Einmonatssterminkurs gegenüber dem Dollar geprüft.

Die Erwartungshypothese für die Zinsstruktur postuliert folgende Beziehung zwischen dem Dreimonatszinssatz  $R$  und dem Einmonatszinssatz  $r$ :

$$(1) \quad R_t = \frac{1}{3}(r_t + E_t r_{t+1} + E_t r_{t+2}) + \xi,$$

Dabei ist  $E_t$  der bedingte Erwartungsoperator mit der Informationsmenge der Periode  $t$ , und  $\xi$  ist die konstante Terminprämie. Unter der Annahme rationaler Erwartungen können wir Gleichung (1) unter Verwendung von  $r_{t+i} = E_t r_{t+i} - e_{t+i}^i$  ( $i=1, 2$ ), mit dem Erwartungsfehler  $e_{t+i}$  folgendermaßen umschreiben:

$$(2) \quad \frac{1}{3}(r_{t+1} + r_{t+2} - 2r_t) = \alpha + \beta(R_t - r_t) + e_{t+2},$$

wobei  $\alpha = -\xi$ ,  $\beta = 1$ ,  $e_{t+2} = (e_{t+1}^1 + e_{t+2}^2)/3$  gilt. Diese Gleichung kann mit der Kleinstquadratmethode (KQ) konsistent geschätzt werden, da unter der Annahme rationaler Erwartungen der Störterm nicht mit dem Regressor korreliert ist. Die Störvariable hat jedoch wegen der Datenüberlappung eine gleitende Durchschnittsstruktur [MA(1)]. Zudem ist bei Zinssatzdaten mit Heteroskedastizität zu rechnen. Daher wurden die Standardfehler der geschätzten Regressionskoeffizienten mit dem Verfahren von Hansen und White berechnet.

Tabelle 1

**Test der Erwartungshypothese für die Zinsstruktur, Monatsdaten 1982/10 - 95/10, DM, Pfund, Yen, und Schweizer Franken und US Dollar**

$$\frac{1}{3}(r_{t+1} + r_{t+2} - 2r_t) = \alpha + \beta(R_t - r_t) + e_{t+2}$$

	KQ-Schätzung von $\beta$	
	1982/10 - 87/9	1987/10 - 95/10
<b>DM</b>	0.436 (0.264)	0.766 (0.123)
<b>Pfund</b>	1.003 (0.236)	0.722 (0.228)
<b>Schweizer Franken</b>	0.642 (0.146)	0.686 (0.138)
<b>Yen</b>	1.149 (0.180)	1.023 (0.126)
<b>US Dollar</b>	0.075 (0.236)	1.138 (0.162)

Hansen-White Standardfehler in Klammern unter den geschätzten Koeffizienten.

Die Schätzwerte für den Steigungskoeffizienten von Gleichung (2) für die Perioden 1982/10 - 1987/9 und 1987/10 - 1995/10 sind in Tabelle 1 dargestellt. Die Stichprobe wurde 1987 geteilt, da zu dieser Zeit die Verwendung der Zinsspanne als geldpolitischer Indikator von FED Gouverneuren [Angell (1987), Johnson (1988)] vorgeschlagen wurde. Gemäß dem Modell von McCallum sollte dieser Sachverhalt einen Einfluß auf die Testergebnisse für die Erwartungshypothese haben. In der Tat ändern sich die Resultate für die USA dramatisch. In der ersten Periode ist das geschätzte  $\beta$  statistisch nicht signifikant von null, aber signifikant von 1 verschieden. In der zweiten Periode ist der Sachverhalt gerade umgekehrt, und die Spanne ist ein hochsignifikanter Prediktor für die Veränderung des kurzfristigen Zinssatzes. Diese Veränderung der Ergebnisse zugunsten der Erwartungshypothese läßt sich auch für die Gesamtheit der betrachteten fünf Währungen feststellen: In der ersten Stichprobe sind zwei Koeffizienten (Deutschland, USA) nicht signifikant (auf dem 1% Niveau) von 0 verschieden und drei Koeffizienten (Deutschland, Schweiz, USA) sind aber signifikant von 1 verschieden. Hingegen sind alle Koeffizienten der zweiten Stichprobe signifikant von null, aber nicht signifikant von 1 verschieden.

Als nächstes wollen wir uns den Testergebnissen für die Unverzerrtheithypothese zuwenden. Unter Risikoneutralität ist der Terminkurs die Marktvorhersage für den zukünftigen Kassakurs. Daher stellen empirische Tests auf die folgende Gleichung ab:

$$(3) \quad s_{t+1} = \alpha + \beta f_t + \eta_{t+1}$$

Dabei ist  $s_t$  der Kassakurs,  $f_t$  ist der Einmonatsterminkurs, und der nicht autokorrelierte Störterm mit Erwartungswert Null  $\eta_{t+1}$  stellt Erwartungsfehler dar. Die Unverzerrtheitshypothese impliziert  $\beta = 1$ . Um der Nichtstationarität der Variablen Rechnung zu tragen, subtrahieren wir  $s_t$  auf beiden Seiten von Gleichung (3) und erhalten dann unter der Hypothese  $\beta = 1$

$$(4) \quad \Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \eta_{t+1}$$

Strikte Risikoneutralität impliziert  $\alpha = 0$ . Eine konstante Risikoprämie führt zu einem negativen Achsenabschnitt in Gleichung (4).

Tabelle 2

**Test der Unverzerrtheitshypothese für den Terminwechsellkurs, Monatsdaten 1982/10 - 95/10, DM, Pfund, Yen und Schweizer Franken gegenüber US Dollar**

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \eta_{t+1}$$

	KQ-Schätzung von $\beta$	
	1982/10 - 87/9	1987/10 - 95/10
<b>DM</b>	- 13.722 (4.254)	0.496 (1.284)
<b>Pfund</b>	- 8.295 (2.197)	0.267 (1.916)
<b>Schweizer Franken</b>	- 8.408 (3.997)	-0.640 (1.546)
<b>Yen</b>	-10.483 (3.997)	-2.800 (1.997)

White Standardfehler in Klammern unter den geschätzten Koeffizienten.

Tabelle 2 enthält die Ergebnisse für diesen Standardtest der Unverzerrtheitshypothese für die vier betrachteten Währungen gegenüber dem US Dollar und die beiden schon vorher untersuchten Perioden. Die Resultate für die erste Teilstichprobe 1982/10 - 87/9 entsprechen denjenigen der meisten Studien dieser Art: Die Unverzerrtheitshypothese wird nicht nur klar verworfen, sondern die negativen Schätzwerte der Steigungskoeffizienten sind betragsmässig hoch, sogar höher als der üblicherweise erhaltene Wert von 3 - 4, und statistisch signifikant kleiner als null. Dies bedeutet, daß der Terminabschlag die zukünftige Wechselkursveränderung systematisch mit falschen Vorzeichen und falschen Betrag vorhersagt. Im Gegensatz dazu sind die Resultate für die zweite Teilstichprobe 1987/10 - 95/10 für

die Unverzerrtheithypothese wesentlich günstiger: In allen vier Fällen sind die geschätzten  $\beta$  nicht signifikant von eins verschieden. Diese Ergebnisse legen die Vermutung nahe, daß ein Zusammenhang zwischen der Veränderung der Testergebnisse für die Unverzerrtheithypothese und der Verbesserung der Resultate für die Erwartungshypothese, die vor allem für die USA dramatisch ist, besteht. Dieser Frage soll anhand eines theoretischen Modells im nächsten Abschnitt nachgegangen werden.

### C. Ein Modell mit rationalen Erwartungen

In diesem Abschnitt soll anhand eines Modells mit rationaler Erwartungsbildung der Zusammenhang zwischen der Reaktion der Zentralbank auf Zinsspanne sowie Wechselkurs und den empirischen Ergebnissen von Tests der Erwartungsbeziehungswise der Unverzerrtheithypothese untersucht werden. Um das Modell möglichst einfach zu halten, betrachten wir internationale Differenziale für den kurz- und langfristigen Zinssatz und den Wechselkurs. Der Wechselkurs wird mit  $s_t$ , die Differenz zwischen dem in- und ausländischen Einperiodenzinssatz mit  $x_t = r_t - r_t^*$  und die internationale Differenz der Spanne zwischen langem und kurzem Zinssatz mit  $z_t = R_t - r_t - (R_t^* - r_t^*)$  bezeichnet. Zudem wollen wir der Einfachheit halber annehmen, daß der langfristige Satz gleich dem Zweiperiodenzinssatz ist. In diesem Model tritt der Terminkurs nur implizit über die wegen Arbitrage geltende gedeckte Zinsparität ( $x_t = f_t - s_t$ ) auf.

Mit diesen Definitionen läßt sich unser Modell unter Vernachlässigung von Konstanten folgendermaßen schreiben: Die Erwartungshypothese der Zinsstruktur mit Terminprämie führt zu:

$$(5) \quad R_t - R_t^* = \frac{1}{2}(x_t + x_{t+1}^e) + \varepsilon_t,$$

Dabei bedeutet das hochgestellte  $e$  den bedingten Erwartungswert gegeben die in der Periode  $t$  verfügbare Information  $t$ , und  $\varepsilon_t$  ist die Terminprämie, die einem stabilen AR(1) Prozeß mit exogener Innovation  $v_t$  folgt:

$$(6) \quad \varepsilon_t = \tau \varepsilon_{t-1} + v_t$$

$$v_t \sim IID(0, \sigma_v^2), \quad |\tau| < 1$$

Durch Subtraktion von  $x_t$  auf beiden Seiten von Gleichung (5) erhalten wir die Beziehung zwischen der erwarteten zukünftigen Veränderung des kurzfristigen Satzes und der Zinsspanne, die die Basis für empirische Tests der Erwartungshypothese darstellt:

$$(5a) \quad \frac{1}{2} \Delta x_{t+1}^e = z_t - \varepsilon_t$$

Als zweites Element enthält unser Modell die ungedeckte Zinsparität mit Risikoprämie

$$(7) \quad \Delta s_{t+1}^e = x_t - \xi_t$$

wobei  $\xi_t$  eine exogene Risikoprämie, die einem stabilen AR(1) Prozeß mit Innovation  $u_t$  genügt, darstellt:

$$(8) \quad \begin{aligned} \xi_t &= \rho \xi_{t-1} + u_t \\ u_t &\sim IID(0, \sigma_u^2), \quad |\rho| < 1 \end{aligned}$$

Wie schon in Abschnitt 2 dargestellt, werden die Gleichungen (5a) und (7) zur empirischen Überprüfung der beiden Hypothesen verwendet. Dabei werden die erwarteten Werte auf der rechten Seite durch realisierte Werte ersetzt und auf die Zinsspanne beziehungsweise das Zinsdifferential (Terminabschlag) regressiert. Die Nullhypothese lautet, daß der Steigungskoeffizient gleich 1 ist. Natürlich werden diese Schätzungen stark verzerrt sein, wenn die Korrelation zwischen  $x_t$  und  $z_t$  und den Prämien stark ist und die Varianz der letzteren nicht klein ist im Vergleich zur Varianz der Erwartungsfehler.

Diese Verzerrung wollen wir im Rahmen eines Politikreaktionsmodells, das das Wechselkursmodell von *McCallum* (1994) mit dem Zinsstrukturmodell des gleichen Autors (*McCallum*, 1994a) kombiniert, untersuchen:

$$(9) \quad x_t = \lambda \Delta s_t + \theta z_t + \sigma x_{t-1} + \zeta_t$$

$\zeta_t$  ist ein nicht autokorrelierter Störterm,  $\zeta_t \sim IID(0, \sigma_\zeta^2)$ , der exogene Schocks im kurzfristigen Zinssatz darstellt. Die anderen beiden Variablen mit positiven Koeffizienten auf der rechten Seite dieser Gleichung bilden die Endogenität der Geldpolitik in hoch stilisierter Weise ab: Die Zentralbank erhöht den kurzfristigen Zinssatz als Reaktion auf eine Abwertung der Währung bei einer durch eine zunehmende Zinsspanne signalisierten Inflationsgefahr. Der verzögerte Zinssatz reflektiert bei einem Wert von  $\sigma$  nahe bei 1 die Zinssatzglättung durch die Zentralbank. Gleichung (9) stellt eine antizyklische Politik der Zentralbank in hoch stilisierter Weise dar, wobei wir uns natürlich nur auf die im vorliegenden Zusammenhang relevanten Politikindikatoren beschränken.

Dieses Modell läßt sich am einfachsten mit der Methode der minimalen Zustandsvariablen lösen. Dieses Verfahren wird an anderer Stelle dargestellt (*Kugler*, 1997). Hier wollen wir nur die Konsequenzen dieser Lösung für die Tests der Er-

wartungs- und Unverzerrtheithypothese diskutieren. Die Lösung lautet folgendermaßen

$$\begin{aligned}
 \Delta s_t &= -\frac{\sigma}{\lambda} x_{t-1} - \frac{1}{\lambda} \zeta_t - \frac{1 + \theta(1 - \rho)/2}{a} \xi_t + \frac{\theta(\lambda + \sigma)}{\lambda b} \varepsilon_t \\
 x_t &= -\frac{\lambda}{a} \xi_t + \frac{\theta\tau}{b} \varepsilon_t \\
 z_t &= \frac{\lambda(1 - \rho)/2}{a} \xi_t + \frac{\tau - (\lambda + \sigma)}{b} \varepsilon_t \\
 a &= \rho((1 + \theta(1 - \rho)/2) - (\lambda - \sigma)) \\
 b &= \tau((1 + \theta(1 - \tau)/2) - (\lambda - \sigma))
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

Interessant an dieser Lösung ist, daß ein exogener Schock im kurzfristigen Zinssatz keinen Einfluß auf das Zinsdifferential und die Zinsspannungsdifferenz besitzt. Dieses auf den ersten Blick überraschende Resultat ist leicht zu verstehen, wenn wir berücksichtigen, daß diese beiden Variablen neben den Prämien nur von für die Zukunft erwarteten Größen abhängen. Diese werden jedoch nur von den beiden zeitlich abhängigen Variablen (Termin- und Risikoprämie) bestimmt. Diese Eigenschaft weist schon das Wechselkursmodell von *McCallum* (1994) auf, dessen Lösung aus den ersten beiden Gleichungen von (10) mit  $\theta$  gleich 0 erhalten wird.

Welche Implikationen ergeben sich daraus für Tests der Unverzerrtheithypothese? Der in Abschnitt 2 dargestellte Test verwendet im vorliegenden Zusammenhang die folgende Gleichung:

$$\Delta s_{t+1} = \beta x_t - \xi_t + \eta_{t+1} ,
 \tag{7a}$$

mit  $\beta = 1$ . Die Kleinstquadratschätzung des Steigungskoeffizienten ist offensichtlich verzerrt, da gemäß unserer Modelllösung (10)  $x_t$  und  $\xi_t$  korreliert sind. Wenn  $a$  negativ ist, was bei einem Wert von  $\sigma$  nahe bei 1 wahrscheinlich ist, dann haben wir eine negative Korrelation zwischen Regressor und Störterm und damit auch eine negative Verzerrung der Schätzung. Diese Korrelation ist jedoch schwächer, wenn  $\theta$  und  $\tau$  ungleich null sind, da eine weitere unabhängige stochastische Komponente ( $\varepsilon$ ) zur Variation des Regressors beiträgt. Daher führt Politikreaktion auf die Zinsspanne zu einer Verringerung der Verzerrung des Unverzerrtheitstests, wenn die Terminprämie autokorreliert ist. Sogar wenn  $\tau$  gleich 0, erhalten wir das gleiche Ergebnis: Einsetzen von Gleichung (8) in die erste Gleichung von (10) und Substituieren der verzögerten Risikoprämie als eine Funktion des verzögerten Zinsdifferentials gemäß der zweiten Gleichung von (10) führt zur folgenden Regression mit nicht autokorreliertem Fehlerterm:

$$\Delta s_t = \frac{\rho(1 + \theta(1 - \rho)/2) - \sigma}{\lambda} x_{t-1} - \frac{1}{\lambda} \zeta_t - \frac{1 + \theta(1 - \rho)/2}{a} u_t + \frac{\theta(\lambda + \sigma)}{b\lambda} \varepsilon_t .
 \tag{11}$$

Demgemäß führt eine Erhöhung von  $\theta$  zu einer Erhöhung des Steigungskoeffizienten der Testregression. Somit zeigt auch dieses Modell, daß eine Reaktion der Zentralbank auf die Zinsspanne den negativen Verzerrung der Schätzung von  $\beta$  im Modell von McCallum bei einem Wert von  $\sigma$  nahe bei 1 entgegenwirkt.

Analoge Überlegungen gelten für die Testergebnisse der Erwartungshypothese. Die Schätzgleichung lautet hier für den vorliegenden Fall

$$(3b) \quad \frac{1}{2} \Delta x_{t+1} = \beta z_t - \varepsilon_t + e_{t+1}$$

mit  $\beta = 1$ . Gemäß unserer Modelllösung (10) ist der Regressor mit einer Komponente des Störterms,  $\varepsilon_t$ , korreliert. Bei einem Wert von  $\sigma$  nahe bei 1 wird diese Korrelation und die daraus resultierende Verzerrung wieder negativ sein. Wenn jedoch die Geldpolitik auf den Wechselkurs reagiert ( $\lambda$  ungleich 0), dann besitzt der Regressor neben der Terminprämie eine zusätzliche stochastische Komponente und damit reduziert sich diese Korrelation und die daraus resultierende Verzerrung. Diese Ergebnisse legen den allgemeinen Schluß nahe, daß die Verzerrung der Tests der Erwartungs- oder Unverzerrtheitshypothese um so geringer wird, je größer die Zahl der für die Geldpolitik relevanten Indikatoren ist.

## D. Schlußfolgerungen

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit den Ergebnissen von Tests der Erwartungshypothese der Zinsstruktur und der Unverzerrtheitshypothese des Terminwechselkurses. In den entsprechenden empirischen Untersuchungen werden diese Hypothesen meistens klar verworfen. Jedoch zeigt die Analyse von Daten der letzten 15 Jahre für fünf Währungen, daß sich die Testergebnisse seit dem Ende der 80er Jahre stark zugunsten der beiden Hypothesen gewandelt haben. Insbesondere gilt dies für die Unverzerrtheitshypothese und den Wechselkurs des Dollars gegenüber DM, Pfund, Yen und Schweizer Franken und die Erwartungshypothese für die US Zinssätze. Das letztgenannte Ergebnis kann auf die Verwendung der Zinsspanne als Indikator für die Geldpolitik durch die amerikanische Zentralbank seit Ende der 80er Jahre zurückgeführt werden [*Hsu/Kugler (1996a)*]. Da zudem die negativen Testergebnisse für die Unverzerrtheitshypothese im Modell von *McCallum (1994)* durch die Reaktion der Geldpolitik auf Wechselkursveränderungen erklärt werden können, stellt sich die Frage nach einem möglichen Zusammenhang der Testergebnisse für die beiden Hypothesen. Darum analysiert dieser Beitrag die Auswirkungen einer gleichzeitigen Reaktion der Zentralbank auf Zinsspanne und Wechselkurs auf die Testergebnisse. Die Lösung eines entsprechenden Modells mit rationalen Erwartungen zeigt, daß die Verzerrungen von Tests der Unverzerrtheitshypothese durch eine Reaktion der Zentralbank auf die Zinsspanne verringert wer-

den. Das gleiche gilt für den Test der Erwartungshypothese bei einer Reaktion der Zentralbank auf Wechselkursveränderungen. Diese Ergebnisse legen den allgemeinen Schluß nahe, daß die Verzerrung der Überprüfung der Erwartungs- oder Unverzerrtheithypothese um so geringer wird, je größer die Zahl der für die Geldpolitik relevanten Indikatoren ist.

## Literatur

- Angell*, Wayne D. (1987), 'Commodities and Monetary Policy', *The Journal of Commerce*.
- Bekaert*, G./*Hodrick*, R. J. (1993), 'On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums', *Journal of International Money and Finance* 12, 115 - 138.
- Bollerslev*, T./*Chou*, R. Y./*Kroner*, K. F. (1992), 'ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence', *Journal of Econometrics* 52, 5 - 59.
- Evans*, M. D. D./*Lewis*, K. K. (1994), 'Do Risk Stationary Premia Explain it all? Evidence from the Term Structure', *Journal of Monetary Economics* 33, April 1994, 285 - 318.
- Fama*, E. F. (1984), 'Forward and Spot Exchange Rates', *Journal of Monetary Economics*, November 1984, 14, 319 - 338.
- Frankel*, J. A./*Froot*, K. A. (1990), 'Exchange Rate Forecasting Techniques, Survey Data, and Implications for the Foreign Exchange Market', NBER Working Paper No. 3470.
- Froot*, K. A./*Frankel*, J. A. (1989), 'Forward Discount Premium: Is it an Exchange Rate Premium', *Quarterly Journal of Economics*, 104, 139 - 161.
- Froot*, Kenneth A. (1989), 'New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates', *Journal of Finance*, 44, 283 - 305.
- Hsu*, C. T./*Kugler*, P. (1996), 'A Nonlinear Analysis of Forward Premium and Volatility', *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. 1, 4.
- (1996a), 'The Revival of the Expectations Hypothesis of the US Term Structure of Interest Rates', *Economics Letters* 55, 115 - 120.
- Johnson*, M. H. (1988), 'Current Perspectives on Monetary Policy', *Cato Journal*, 8, 253 - 260.
- Kugler*, P. (1988), 'An Empirical Note on the Term Structure and Interest Rate Stabilization Policies', *Quarterly Journal of Economics*, 54, 789 - 802.
- (1990), 'The Term Structure of Euro Interest Rates and Rational Expectations', *Journal of International Money and Finance*, 9, 234 - 344.
- (1997), 'Central Bank Policy Reaction and the Expectations Hypothesis of the Term Structure', *International Journal of Finance and Economics* 2, 217 - 224.
- (1997), 'The Open Interest Rate Parity Hypothesis, the Term Structure of Interest Rates and Central Bank Policy Reaction', mimeo Universität Bern.
- Mankiw*, N. G./*Miron*, J. A. (1986), 'The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates', *Quarterly Journal of Economics*, 101, 211 - 228.



- McCallum*, B. T. (1983), 'On Non-Uniqueness in Rational Expectations Models: An Attempt at Perspective', *Journal of Monetary Economics* 11, 139 - 168.
- (1994), 'A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship', *Journal of Monetary Economics* 33, 105 - 132.
  - (1994a), 'Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates', NBER Working Paper No. 4938.