

**Volkswirtschaftliche Schriften**

---

**Heft 542**

**Langfristige Trends  
der Wechselkursvolatilität unter  
alternativen Währungsregimes**

**Von**

**Michael Frömmel**



**Duncker & Humblot · Berlin**

DOI <https://doi.org/10.3790/978-3-428-51544-8>

Generated for Hochschule für angewandtes Management GmbH at 88.198.162.162 on 2025-12-20 21:16:31  
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

MICHAEL FRÖMMEL

Langfristige Trends der Wechselkursvolatilität unter  
alternativen Währungsregimes

# Volkswirtschaftliche Schriften

Begründet von Prof. Dr. Dr. h. c. J. Broermann

Heft 542

# Langfristige Trends der Wechselkursvolatilität unter alternativen Währungsregimes

Von

Michael Frömmel



Duncker & Humblot · Berlin

Der Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der Universität Hannover  
hat diese Arbeit im Jahre 2003 als Dissertation angenommen.

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in  
der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische  
Daten sind im Internet über <<http://dnb.ddb.de>> abrufbar.

Alle Rechte vorbehalten  
© 2005 Duncker & Humblot GmbH, Berlin  
Fotoprint: Berliner Buchdruckerei Union GmbH, Berlin  
Printed in Germany

ISSN 0505-9372  
ISBN 3-428-11544-9

Gedruckt auf alterungsbeständigem (säurefreiem) Papier  
entsprechend ISO 9706 ☺

Internet: <http://www.duncker-humblot.de>

## Geleitwort

Die beobachtbare Volatilität von Wechselkursen hat in der Wirtschaftspolitik zu kontroversen Diskussionen über die Vorteilhaftigkeit konkurrierender Währungsordnungen geführt. Dabei werden häufig weitreichende Aussagen getroffen, etwa die Volatilität von Wechselkursen habe seit dem Zusammenbruch des Bretton Woods-Systems ständig zugenommen, was bspw. die Rückkehr zu festen Wechselkursen rechtfertigen soll. Typisch für solche und verwandte – inhaltlich durchaus gegensätzliche – Aussagen ist leider eine mangelnde methodische Fundierung. So werden anscheinend beliebige Maßzahlen von Volatilität über gegriffene Zeiträume und verschiedene Aktiva gewählt – auf diese Weise lässt sich Vieles „zeigen“. Insofern besteht Bedarf, die stärker statistische Diskussion um Volatilitätsmaße auf die wirtschaftspolitisch brisante Diskussion anzuwenden, um damit besser fundierte Aussagen zu erhalten. Die vorliegende Arbeit leistet hierzu einen sehr substantiellen eigenständigen Beitrag.

Nach der grundlegenden Auseinandersetzung mit „Volatilitätskennziffern“ untersucht der Autor die langfristige Volatilität flexibler Wechselkurse über den Zeitraum 1973 bis 1998. Die Periode ist motiviert durch den Übergang zu flexiblen Wechselkursen im Weltwährungssystem in 1973 sowie durch den Übergang zur EWU 1999. Im Kern dieses Kapitels wird für verschiedene Maße eine Trendanalyse vorgenommen. Es zeigt sich, dass tendenziell die Volatilität ansteigt. Dieser gesamthafte Anstieg ist aber zum Teil durch Schocks, festgestellt als Strukturbrüche, verursacht, während die Volatilität in den Teilperioden trendmäßig sinkt. Insofern scheinen nicht unbedingt permanente Einflüsse, bspw. aus Mikrofaktoren, sondern makroökonomisch identifizierbare Schocks mit längerfristigen Nachwirkungen ursächlich für den Volatilitätsanstieg.

Neben Volatilitätsmaßen werden weitere Risikomaße eingesetzt, um die Entwicklung des Europäischen Währungssystems (EWS) zu untersuchen. Als Maßstab dienen dabei zwei Kontrollgruppen, zum einen wichtige Währungsrelationen zum EWS und zum anderen Wechselkurse außerhalb des EWS, wie bspw. der Yen-Dollar-Kurs. Inhaltlich ergibt sich dieses Mal ein noch klareres Bild: EWS-Wechselkurse weisen gegenüber beiden Kontrollgruppen ein deutlich anderes Verhalten auf, indem die Risikomaße geringer „anschlagen“ und im Zeitablauf weiter abnehmen. Dieses Ergebnis ist robust gegenüber Struk-

turbrüchen. Allerdings zeigt sich deutlich, dass ein Festkurssystem keine Automatik enthält, denn bis 1983 stiegen die Risiken gegenüber 1979 eher an. Erst der Politikwechsel nach 1983 brachte anhaltenden Fortschritt, aber um den Preis, dass weniger koordinationswillige Länder ausscheren mussten. Allein ein Ausklammern von Wechselkursanpassungen würde die risikomindernde Wirkung des EWS geringer erscheinen lassen. Allerdings sind Realignments Bestandteile des Systems und des Prozesses und keine exogenen Ereignisse.

Das Wechselkursregime kann also offensichtlich die Kursvolatilität auch langfristig beeinflussen. Diese Eigenschaft wird schließlich für zwei jüngere Episoden beleuchtet, den Übergang zur EWU und die Wechselkursflexibilisierung der so genannten Visegrád-Staaten. Der Fokus liegt hier nicht auf der langfristigen Volatilitätsveränderung, sondern – dem aktuellen Fallstudiencharakter entsprechend – auf möglichen schlagartigen Änderungen, die durch den Regimewechsel erzeugt werden. Als erste Episode untersucht der Autor den Übergang vom EWS zur EWU für die damals noch fraglichen EWS-Länder.

Die Idee ist, dass Unsicherheit über den Beitritt in erhöhter Volatilität erkennbar sein sollte – eine plausible Vorstellung vor dem Hintergrund des stilisierten Faktums der Finanzmarktforschung, dass divergierende Meinungen sich in Handelsumsätzen und höherfrequenter Volatilität niederschlagen. Der gewählte Ansatz eines Markov Switching-GARCH scheint angemessen, da zum einen die Volatilität modelliert werden soll (GARCH-Modell), gleichzeitig aber die Möglichkeit von Regimewechseln bestehen soll (Markov Switching-Modell). In der Tat lässt sich dies beobachten und auch weitgehend plausibel machen, dass die fraglichen Länder alle vor dem endgültigen Übergang zur EWU von den Märkten offensichtlich als Teilnehmer „akzeptiert“ wurden.

Die Erfolgsgeschichte des EWS stellt eine Attraktion für die beitrittswilligen mitteleuropäischen Länder dar, die in der zweiten Episode analysiert werden. Die zunehmende Flexibilisierung der Wechselkurse sollte hier in einem dauerhaften Übergang zu einem Regime mit höherer Volatilität erkennbar werden. Dies ist nur in zwei von vier Fällen klar zu sehen. Es scheint als sei die Vorstellung eines Regimewechsels zwischen zwei Zuständen der Situation dieser Länder nicht so angemessen, wie das beim Übergang zur EWU der Fall war.

Zusammenfassend bietet diese Arbeit zweierlei: Zum einen führt sie in verschiedene Maße der Volatilitäts- und Risikomessung ein, die für die Beurteilung von Währungsregimes bedeutsam sind. Zum anderen wendet sie verschiedene Ansätze an, um konkrete Situationen der letzten 20 Jahre zu analy-

sieren und zu beurteilen. Der Autor arbeitet überzeugend heraus, welche Aussagen die empirisch gestützte Wissenschaft liefern kann, die auch für die Wirtschaftspolitik von Interesse sind.

Hannover, im Dezember 2004

*Prof. Dr. Lukas Menkhoff*





## Vorwort

Die vorliegende Arbeit wurde im Oktober 2003 an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Hannover als Dissertation eingereicht. Ich möchte den Personen meinen Dank aussprechen, die direkt oder indirekt zu ihrem Gelingen beigetragen haben.

Zuerst und insbesondere gebührt meinem Doktorvater Prof. Dr. Lukas Menkhoff mein Dank. Er hat mein Interesse auf die Analyse von Devisenmärkten gelenkt und meinen wissenschaftlichen Werdegang begleitet, was sich auch in mehreren gemeinsamen Arbeiten niedergeschlagen hat. Herrn Prof. Dr. Olaf Hübler danke ich für die Übernahme des Zweitgutachtens und das große Interesse, das er meiner Arbeit entgegengebracht hat.

Danken möchte ich ferner meinen ehemaligen und aktuellen Kollegen am Lehrstuhl Geld und Internationale Finanzwirtschaft, die mir ein angenehmes Arbeitsumfeld geschaffen haben. Dr. Franziska Schobert aus Frankfurt/Main danke ich für die kritische Durchsicht eines Teils des Manuskriptes.

Schließlich, aber nicht zuletzt, danke ich auch meinen Eltern, die mein Interesse an Neuem gefördert und meine Bemühungen stets unterstützt haben.

Hannover, im Dezember 2004

*Michael Frömmel*



# Inhaltsverzeichnis

<b>A. Einleitung</b>	17
I. Zur Grundproblematik	17
II. Aufbau der Arbeit	19
<b>B. Volatilitätskennziffern für Finanzmarktreihen</b>	22
I. Einführung	22
II. Intervallmaße	25
1. Die Varianz der Renditen als klassisches Volatilitätsmaß	25
2. Auf Spannweiten beruhende Schätzer	27
3. Das Konzept der integrierten und der realisierten Volatilität	31
III. Dynamische Volatilitätsmaße	34
1. Die Klasse der GARCH-Modelle	34
2. Markov Switching-Modelle	39
3. Markov Switching GARCH-Modelle	43
IV. Fazit	48
<b>C. Die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität: Flexible Wechselkurse</b>	50
I. Einführung	50
II. Daten und Methoden	52
III. Langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität	61
1. Trendanalyse	61
2. Stochastischer versus deterministischer Trend	69
3. Untersuchung auf Strukturbrüche	71
4. Zwischenfazit	76
IV. Schätzung von Volatilitätskomponenten	78
1. Volatilitätszerlegung	78

2. Schätzverfahren .....	82
3. Schätzergebnisse.....	83
4. Zwischenfazit .....	85
V. Fazit .....	86
<b>D. Die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität:</b>	
<b>Das Europäische Währungssystem .....</b>	<b>88</b>
I. Einführung .....	88
II. Daten und Methoden .....	90
1. Grundsätzliche Überlegungen zum Untersuchungsansatz.....	90
2. Datenauswahl .....	92
3. Auswahl von Risikomaßen.....	94
III. Komparativ statische Betrachtung des Wechselkursrisikos im EWS.....	97
IV. Trendanalyse des Wechselkursrisikos im EWS .....	105
1. Zu testende Hypothesen .....	105
2. Schätzergebnisse.....	108
3. Untersuchung auf Strukturbrüche.....	114
4. Berücksichtigung von Paritätenanpassungen.....	120
5. Zwischenfazit .....	123
V. Fazit .....	123
<b>E. Wechselkursvolatilität bei Änderungen des Währungssystems .....</b>	<b>126</b>
I. Einführung .....	126
II. Methodik.....	126
III. Übergang zur Europäischen Währungsunion .....	129
IV. Übergang zu flexible(re)n Regimes in den vier Visegrád-Staaten .....	139
V. Fazit .....	146
<b>F. Zusammenfassende Betrachtung .....</b>	<b>148</b>
<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>151</b>
<b>Stichwortregister .....</b>	<b>167</b>

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Einheitswurzeltests für die Niveaus der verwendeten Wechselkurse.....	55
Tabelle 2:	Schätzergebnisse für GARCH- bzw. GJR-Modell und Vergleich der beiden Modelle.....	58
Tabelle 3:	Ergebnisse der Trendschätzung für das lineare Trendmodell .....	64
Tabelle 4a:	Kennziffern der Residuen aus der linearen Trendanalyse.....	65
Tabelle 4b:	Kennziffern der Residuen aus der linearen Trendanalyse.....	66
Tabelle 5:	Nichtparametrischer Trendtest .....	67
Tabelle 6:	Einheitswurzeltests für Volatilitätsmaßzahlen .....	70
Tabelle 7:	Ergebnisse der Strukturbruchtests .....	73
Tabelle 8:	Trendanalyse für aggregierte und spezifische Volatilität.....	84
Tabelle 9:	Trendanalyse für durchschnittliche Korrelation .....	84
Tabelle 10:	Auswahl des Modells für die bedingte Varianz (1979 bis 1998) .....	96
Tabelle 11:	Momente der Renditeverteilung 1973-1979 und 1979-1998.....	100
Tabelle 12a:	Momente der Renditeverteilung für Teilperioden des EWS (Teil 1) ...	103
Tabelle 12b:	Momente der Renditeverteilung für Teilperioden des EWS (Teil 2) ...	104
Tabelle 13:	Trendtests für die Varianz der Renditen (1979 bis 1998).....	108
Tabelle 14:	Trendtests für die bedingte Varianz (1979 bis 1998) .....	110
Tabelle 15:	Trendtests für die Schiefe (1979 bis 1998).....	111
Tabelle 16:	Trendtests für die Kurtosis (1979 bis 1998) .....	113
Tabelle 17:	Zusammenfassende Darstellung der Ergebnisse zu den Arbeits- hypothesen.....	114
Tabelle 18:	Ergebnisse der Strukturbruchtests .....	116
Tabelle 19:	Trendtests vor bzw. nach dem Strukturbruch 1982/83 .....	118
Tabelle 20:	Ergebnisse von Chow-Tests für das Basel-Nyborg-Abkommen .....	119
Tabelle 21:	Paritätenanpassungen im Europäischen Währungssystem .....	121

Tabelle 22:	Trendanalyse unter Berücksichtigung von Paritätenanpassungen .....	122
Tabelle 23:	Ergebnisse der GARCH- und der MS-GARCH-Schätzung für EWU-Beitrittsländer (1.1.1996 bis 31.12.1998) .....	136
Tabelle 24:	Offizielle Wechselkursregimes in den Visegrád-Staaten.....	140
Tabelle 25:	Ergebnisse der GARCH- und der MS-GARCH-Schätzung für die Visegrád-Staaten.....	142

## Abbildungsverzeichnis

Abb. 1:	Kurse für die Berechnung von Spannweitenschätzern .....	28
Abb. 2:	Anteile der wichtigsten Wechselkurse am Weltdevisenhandelsumsatz im Jahr 1995 .....	53
Abb. 3:	Varianz der Renditen im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe .....	62
Abb. 4:	Spannweitenschätzer im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe .....	63
Abb. 5:	Mittlere bedingte Varianz im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe .....	63
Abb. 6:	Volatilitätsmaße und F-Statistiken für QLR-Test für den synthetischen Wechselkurskorb 1 (1973 bis 1998) .....	72
Abb. 7:	Graphische Darstellung der spezifischen Volatilität und der aggre- gierten Volatilität des ungewichteten Korbes 1 .....	83
Abb. 8:	Algorithmus zur Berechnung der Loglikelihoodfunktion im Markov Switching GARCH-Modell mit t-verteilten Innovationen .....	128
Abb. 9:	Ex-Ante- und geglättete Wahrscheinlichkeiten für Teilnehmer an der Währungsunion .....	137
Abb. 10:	Bedingte Varianzen des MS-GARCH-Modells für Teilnehmer an der Währungsunion .....	138
Abb. 11:	Ex-Ante- und geglättete Wahrscheinlichkeiten für die Visegrád- Staaten .....	143
Abb. 12:	Bedingte Varianzen des MS-GARCH-Modells für die Visegrád- Staaten .....	144
Abb. 13:	Lage der Wechselkurse in den Bändern und nach Aufgabe der Bänder.....	146



## Abkürzungsverzeichnis

ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
BAKredit	Bundesaufsichtsamt für das Kreditwesen
BEF	Belgischer Franc
CEFTA	Central European Free Trade Area
CHF	Schweizer Franken
CZK	Tschechische Krone
DEM	Deutsche Mark
DKK	Dänische Krone
ECOFIN	Rat der Wirtschafts- und Finanzminister der Europäischen Union
EGARCH	Exponential GARCH
ESP	Spanische Peseta
EWS	Europäisches Währungssystem
FIM	Finnische Markkaa
FRF	Französischer Franc
GARCH	Generalized ARCH
GBP	Britisches Pfund
GJR-Modell	Glosten-Jagannathan-Runkle-Modell
HUF	Ungarischer Forint
IEP	Irishes Pfund
IGARCH	Integrated GARCH
ITL	Italienische Lira
JPY	Japanischer Yen
MS-GARCH	Markov Switching-GARCH
MSM	Markov Switching Modell
NLG	Niederländischer Gulden
PLZ	Polnischer Zloty
PTE	Portugiesischer Escudo
QLR	Quandt's Likelihood Ratio
RWH	Random Walk Hypothese
SKK	Slovakische Krone
SUR	Seemingly Unrelated Regression
USD	US Dollar

## A. Einleitung

### I. Zur Grundproblematik

Die Volatilität von Finanzmarktreihen ist sowohl in der wissenschaftlichen Literatur als auch in der Praxis von großer Bedeutung. Dies lässt sich auf mehrere Faktoren zurückführen. Erstens wird Volatilität meist als Risiko betrachtet bzw. zumindest als ein wesentlicher Aspekt des Risikos<sup>1</sup>. Es ist unmittelbar einsichtig, dass Investoren risikoscheu sind, d.h. während hohe Erträge wünschenswert sind, werden gleichzeitig Schwankungen von Assetpreisen als störend und Nutzen mindernd empfunden. Durch die Vermeidung derartiger (Schwankungs-)Risiken, etwa durch die Absicherung mittels Termin- und Optionsgeschäften, im Grenzfall sogar durch den Verzicht auf ein Engagement, entstehen volks- wie einzelwirtschaftliche Kosten (zu den nur schwierig nachzuweisenden Auswirkungen der Wechselkursvolatilität auf den Außenhandel siehe exemplarisch McKenzie, 1999; zu den Auswirkungen von Finanzmarktvolatilität auf die Geldpolitik siehe Deutsche Bundesbank, 1996). Somit kommt allgemein der Volatilität von Finanzmarktpreisen, sowie speziell derjenigen von Wechselkursen eine hohe Bedeutung zu.

Ferner ist die Volatilitätsmessung zu einem Eckpfeiler des Risikomanagements von Finanzinstitutionen geworden, seit 1996 das Baseler Komitee für die Banken die Ermittlung eines Value at Risk (VaR) ihres Portfolios im Zuge der Bankenaufsicht anerkennt, was 1998 zur Verankerung als „internes Verfahren“ im Kreditwesengesetz (vgl. BAKred, 1997) führte. Der Value at Risk wird verstanden als derjenige Wertverlust des Portfolios, der nach historischen Erfahrungen mit 99-prozentiger (teilweise auch 95-prozentiger) Wahrscheinlichkeit nicht überschritten wird. Dieser Wertverlust ist von den Banken mit Kapital zu unterlegen, welches einerseits der Absicherung möglicher Verluste, andererseits aber auch der Verringerung von Fehlanreizen zu riskantem Verhalten (Moral hazard) dient (vgl. für eine ausführliche Darstellung des Value at Risk als Risikomaß Jorion, 2001).

---

<sup>1</sup> Eine umfassendere Risikobewertung erfordert jedoch Kenntnis der gesamten bedingten Verteilung für das betrachtete Asset (Poon/Granger, 2003).

Schließlich dient die Volatilität selber wiederum als Bestimmungsgröße anderer Finanzmarktpreise. Dies ist unmittelbar der Fall für die Gestaltung von Optionspreisen, trifft aber auch für andere derivative Finanzierungstitel zu (Poon/Granger, 2003). Daneben existieren auch Derivate, deren Basiswert die Volatilität selber ist.

Neben der Volatilität von Aktien und Zinsen kommt im Bereich der internationalen Finanzwirtschaft gerade der Volatilität von Wechselkursen eine besondere Bedeutung zu. Mit dem Zusammenbruch des Systems von Bretton Woods wurde für diese zunächst erwartet, dass sie sich an den Schwankungen der zugrunde liegenden Fundamentalfaktoren orientieren würde. Dies war bekanntlich nicht der Fall (Baxter/Stockman 1989, Flood/Rose 1995). In der Folge kam es deshalb zur so genannten Exzess-Volatilitätsdebatte.

Gleichzeitig ließ sich feststellen, dass sich offenbar nicht nur die Volatilität von Wechselkursen nicht aus derjenigen der Fundamentalfaktoren ableiten lässt, sondern dass offenbar auch das Niveau der Kurse keinen zeitstabilen linearen Zusammenhang zu Fundamentals zeigt (Meese/Rogoff 1983, 1988). Dies bedeutet in letzter Konsequenz, dass sich Wechselkurse mit linearen Wechselkursmodellen nicht besser prognostizieren lassen als durch einen simplen Random-Walk-Prozess. Wenngleich dieses Ergebnis auch heute noch seine Gültigkeit behalten hat, gibt es doch zumindest Hinweise darauf, dass sich die Kursentwicklung durch Modelle mit expliziter Berücksichtigung von Regimewechseln besser modellieren lässt (De Grauwe/Vansteenkiste 2001, Frömmel/MacDonald/Menkhoff, 2005).

Wegen der angedeuteten Probleme struktureller Wechselkursmodelle scheint es somit zweckmäßig, die Wechselkursvolatilität abseits von Fundamentals zu betrachten. Eine Klassifizierung anhand zugehöriger Wechselkursregime erscheint dagegen sinnvoll. Im Gegensatz zu der Fragestellung, wie sich die Wahl eines Regimes auf die Kursvolatilität auswirkt, vgl. inter alia Flood/Rose (1995; 1999) für den Übergang zu flexiblen Kursen, Hughes Hallett/Anthony (1997) für das Europäische Währungssystem, gibt es nur wenige Arbeiten, die die langfristige Evolution der Wechselkursvolatilität innerhalb eines festgelegten Wechselkursregimes betrachten. Dies soll im Rahmen dieser Arbeit geleistet werden: Im Mittelpunkt steht die Frage, ob sich unter alternativen Wechselkursregimes eine langfristige Zunahme der Wechselkursvolatilität erkennen lässt, und ob diese gegebenenfalls auf einen trendmäßigen Anstieg zurückzuführen ist oder ob die Entwicklung in Sprüngen verläuft. Diese Frage gewinnt gerade im Umfeld der aktuellen Diskussion um die Stabilität der Finanz-, hier speziell der Devisenmärkte (vgl. dazu etwa Kenen, 2000; Frenkel/Menkhoff, 2000), an Bedeutung.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass der Volatilität von Wechselkursen ein hohes Gewicht beigemessen wird. Jedoch gibt es keine Übereinstimmung darüber, wie diese zu messen ist. Es ist lediglich allgemein anerkannt, dass die Wechselkursvolatilität Schwankungen um einen notwendigerweise konstanten Mittelwert darstellt. Dabei wird die Volatilität eher als kurzfristige Bewegung verstanden, während länger anhaltende Abweichungen in der Regel nicht als Volatilität sondern als Fehlbewertung eingeschätzt werden<sup>2</sup>. Letzteres ist nicht Gegenstand dieser Arbeit, sie zielt stattdessen ausdrücklich ab auf die Volatilität kurzfristiger Wechselkursbewegungen. Gleichzeitig wird hiermit eine Brücke zu neueren, mikroökonomischen Erklärungsversuchen für Wechselkursbewegungen (vgl. dazu die Diskussion in Abschnitt C.I.) geschlagen, die abseits von makroökonomischen Einflüssen die Kursbildung auf Devisenmärkten beeinflussen.

## II. Aufbau der Arbeit

Angesichts der Vielzahl von Methoden, die der Erfassung der Volatilität von Kursreihen dienen, erscheint es sinnvoll, in Abschnitt B. zunächst einen Überblick über die gebräuchlichsten Maße zu geben. Dabei erfolgt eine Beschränkung ausschließlich auf solche Maße, die aus den Kursen selber ermittelt werden. Es werden also keine exogene Determinanten der Volatilität berücksichtigt und die Betrachtung erfolgt hier völlig modellfrei in dem Sinne, dass keine Annahmen über die Wechselkursbildung getroffen werden. Daraus folgt auch, dass implizite Volatilitäten, also Volatilitätsschätzer auf der Grundlage aktueller Marktpreise von Finanzderivaten, nicht behandelt werden. Stattdessen wird ausschließlich auf die Bewertung anhand historischer Daten zurückgegriffen.

Dabei wird die bereits unter den genannten Einschränkungen beträchtliche Zahl von Methoden in Anlehnung an Abberger (1997) nochmals grob in zwei Gruppen unterteilt, nämlich Intervallmaße (Abschnitt B.II.) und dynamische Volatilitätsmaße (Abschnitt B.III.). Intervallmaße sind dadurch gekennzeichnet, dass sie aus den Daten eines Intervalls eine einzige Maßzahl ermitteln, d.h. sie reduzieren die verfügbare Datenfrequenz. Im Ergebnis liefern derarti-

---

<sup>2</sup> „Volatility is a ‚high-frequency concept‘ referring to movements in the exchange rate over comparatively short periods of time. Misalignment, on the other hand, refers to the capacity of an exchange rate to depart from its fundamental equilibrium value over a protracted period of time.“ (Artis/Taylor, 1988, S. 188). Insofern betrachtet die Arbeit die langfristige Entwicklung des kurzfristigen Phänomens Wechselkursvolatilität.

ge Maße für das betreffende Intervall einen Schätzer für die unbedingte Varianz. Beispielsweise lässt sich unter Verwendung der Varianz der Renditen oder eines Spannweitenschätzers aus Tagesdaten ein Maß für die Volatilität innerhalb eines Monats bestimmen. Ein neueres Konzept (welches in seinen Grundzügen jedoch weiter zurückreicht) bildet hierbei die realisierte Volatilität, die aus Intratagesdaten Werte für die Tagesvolatilität ermittelt.

Demgegenüber greifen dynamische Volatilitätsmaße auf die Verwendung stochastischer Prozesse zurück. Ihre Verwendung führt im Gegensatz zu den Intervallmaßen nicht zu einer Datenreduktion. Bei Verwendung etwa von Tagesrenditen ergibt sich somit im Ergebnis auch eine Reihe täglicher bedingter Varianzen. Als Vertreter dieser Gruppe werden GARCH-Modelle, Markov Switching Modelle und als Kombination beider Ansätze Regime Switching GARCH-Modelle vorgestellt.

Im Gegensatz zu dem mehr methodisch ausgerichteten Abschnitt B. ist der sich daran anschließende Abschnitt C. der Untersuchung langfristiger Entwicklungstendenzen in der Volatilität flexibler Wechselkurse gewidmet<sup>3</sup>. Ausgehend von Volatilitätsmessungen über einen Zeitraum von 25 Jahren (1973 bis 1998) werden die Ergebnisse auf das Auftreten langfristiger Trends und Strukturbrüche getestet. Im Mittelpunkt steht hier die Frage, ob der häufig plakativ angeführte Volatilitätsanstieg im Zeitablauf tatsächlich empirisch nachweisbar ist. Dies wird sowohl auf aggregierter als auch auf disaggregierter Ebene untersucht.

Aufgrund der Schwierigkeiten, für einen derart langen Zeitraum und eine heterogene Gruppe von Wechselkursen zu eindeutigen Ergebnissen zu kommen, ist die Ausrichtung für Abschnitt D. etwas enger: Im Mittelpunkt steht hier eine abschließende historische Bewertung des Europäischen Währungssystems (1979 bis 1998) unter dem Gesichtspunkt seiner Wirkung auf Wechselkursrisiken. Diese Wirkung lässt sich aufspalten in einen Einmaleffekt bei seiner Einführung (Abschnitt D.III.) und einen weitergehenden Effekt einer fortlaufenden Risikoreduktion nach seiner Einführung. Letzterer setzt allerdings erst zu Beginn der 1980er Jahre ein (Abschnitt D.IV.)<sup>4</sup>. Weil die Verteilung der Wechselkursrenditen in Bandbreitensystemen sich grundsätzlich von derjenigen flexibler Wechselkurse unterscheidet, wird der Risikobegriff über die Volatilität hinaus auch auf höhere Momente der Verteilung erweitert. So-

---

<sup>3</sup> Die Ergebnisse der Abschnitte C.II. und C.III. finden sich in ähnlicher Form auch in Frömmel/Menkhoﬀ (2003).

<sup>4</sup> Abschnitt D.IV. basiert teilweise auf Frömmel/Menkhoﬀ (2001).

mit steht der im Vergleich zu Abschnitt C. engeren thematischen Abgrenzung ein weiter gefasster Risikobegriff gegenüber.

Im Abschnitt E. wird schließlich das Verhalten der Wechselkursvolatilität im Umfeld von Änderungen des Währungsregimes einer detaillierten empirischen Analyse unterzogen. Hierbei kann der Übergang zu einem Regime erfolgen, das einen geringeren oder einen höheren Grad an Wechselkursflexibilität aufweist. Beide Szenarien werden hier repräsentiert durch den Übergang vom Europäischen Währungssystem zur Europäischen Währungsunion am 1.1.1999 (Abschnitt E.III.) und die zunehmende Flexibilisierung der Wechselkurse in den Visegrád-Staaten (Polen, die Slowakei, Tschechien und Ungarn) zwischen 1994 und 2002 (Abschnitt E.IV.).

Die Arbeit schließt ab mit einer zusammenfassenden Betrachtung in Abschnitt F.

## **B. Volatilitätskennziffern für Finanzmarktreihen**

### **I. Einführung**

Während keine Diskussion darüber besteht, dass es sich bei der Wechselkursvolatilität um ein relevantes Thema handelt, kann die Frage weniger eindeutig beantwortet werden, wie diese Schwankungen zu messen sind. Daher ergibt sich eine große Anzahl konkurrierender Ansätze zur Messung der Schwankungsintensität von Finanzmarktpreisen. Die Vielzahl unterschiedlicher Ansätze lässt sich dabei grob in zwei Richtungen einteilen. Die erste Gruppe von Volatilitätskennziffern kann durch den Begriff der *Intervallmaße* (Abberger, 1997) oder als *statische Volatilitätskennziffern* beschrieben werden. Wie der Name bereits andeutet, wird hier die zu untersuchende Zeitreihe in Intervalle unterteilt, für die jeweils eine Maßzahl – etwa die Varianz als die bei weitem gebräuchlichste Kennziffer – berechnet wird. Dieses Verfahren führt somit zur Datenreduktion, beispielsweise wird aus einer Reihe täglicher Kurse bzw. Renditen eine Reihe monatlicher Varianzen gewonnen. Unterscheiden lässt sich dabei die Art, in der die Intervalle gebildet werden (Foster/Nelson, 1996). Entweder wird die gesamte Zeitreihe in disjunkte Intervalle zerlegt, oder die Maße werden rollierend, auf Basis ein- oder zweiseitiger (d.h. der aktuelle Datenpunkt bildet entweder den Endpunkt oder die Mitte des jeweils betrachteten Intervalls) überlappender Intervalle, ermittelt. Für eine rollierende Schätzung ergibt sich das Problem hoher Autokorrelation der Volatilitätsmaße. Aufeinander folgende Messungen unterscheiden sich nämlich nur durch den in der Regel einen Punkt, um den das Beobachtungsfenster verschoben wird. Daher werden zeitliche Abhängigkeiten in der Volatilität möglicherweise überschätzt. Andererseits haben rollierende Schätzungen den Vorteil, längere Reihen zu erhalten. Dieses Argument fällt aufgrund der hinreichend langen Datenreihen für die Untersuchungen im Rahmen dieser Arbeit jedoch nicht ins Gewicht, so dass hier ausschließlich nicht überlappende Intervalle Verwendung finden.

Von besonderer Bedeutung und Problematik ist ferner die Auswahl der Intervalllänge: Einerseits sollten die Intervalle kurz sein, um eine möglichst große Anzahl an Maßzahlen zu erhalten und Veränderungen in der Volatilität abzubilden, andererseits sichern längere Intervalle bessere Güteeigenschaften der Volatilitätsschätzer bei stationären Reihen, so dass sich hier die Vor- und Nachteile längerer Intervalle sorgfältig gegeneinander abzuwägen sind. Hier

ist im Einzelfall abzuwägen, welches Ziel bei einer etwaigen Untersuchung im Vordergrund steht: die Güte der Schätzung oder die Berücksichtigung zeitvariabler Volatilitäten. Dieses Problem findet sich nicht nur bei der Berechnung von Volatilitätskennziffern, sondern in ähnlicher Form auch bei anderen Fragestellungen<sup>1</sup>.

Die Verwendung von Intervallmaßen hat in der empirischen Forschung eine lange Tradition und findet sich daher in einer großen Zahl von Arbeiten wieder, die sich meist mit der Schätzung zeitvariabler Varianzen und Kovarianzen auf Wertpapiermärkten befassen. So werden etwa rollierende Regressionen durch Officer (1973), Fama/MacBeth (1973), sowie Schwert (1989, 1990a) verwendet, die Verwendung disjunkter Intervalle findet sich u.a. bei Poterba/Summers (1986), French/Schwert/Stambaugh (1986), Schwert (ebenfalls 1989, 1990a, sowie 1990b), Foley (1993) und Campbell et al. (2001), wobei lediglich Foley (1993) auf die Volatilität von Wechselkursen abstellt, während sich die anderen Arbeiten mit Wertpapierkursen befassen.

Abgesehen von der Datenreduktion bei der Verwendung disjunkter Intervalle und der Autokorrelation bei rollierenden Schätzungen tritt bei Intervallmaßen ein weiteres Problem auf: Die verwendeten Maße entstammen in der Regel nicht der Zeitreihenanalyse sondern der klassischen Statistik. Ihre Invarianz gegenüber zeitlichen Mustern, die dort als Vorteil zu betrachten ist, ist hier jedoch nachteilig. Bekanntlich weisen Finanzmarktreihen Volatilitätscluster auf, d.h. typischerweise wechseln sich Phasen starker Schwankungen mit solchen relativer Ruhe ab. Diese Muster bilden ein wesentliches Charakteristikum von Finanzmarktreihen, werden jedoch durch die „klassischen“ Intervallmaße nicht erfasst. Konsequenterweise ist daher seit Mitte der achtziger Jahre eine Gruppe von Volatilitätskennziffern in den Vordergrund getreten, die sich als *stochastische Prozesse* oder *dynamische Volatilitätskennziffern* beschreiben lässt. Hier hat insbesondere die Gruppe der GARCH-Modelle, die auf die grundlegenden Arbeiten von Engle (1982) und Bollerslev (1986) zurückgeht, eine außerordentlich hohe Verbreitung in der empirischen Literatur erreicht. Derartige Modelle sind nicht nur in der Lage Volatilitätscluster zu modellieren, sondern vermeiden auch das von den Intervallmaßen bekannte Problem der Datenreduktion, indem jeder Beobachtung eine Volatilitätsmaßzahl zugeordnet wird. Weiterhin finden GARCH-Modelle auch breite Verwendung in

---

<sup>1</sup> Vgl. zur ähnlichen Problematik zeitvariabler  $\beta$  auf Aktienmärkten Foster/Nelson, (1996), S. 140: „The more important, the statistical power obtained with a large sample‘ is, the more inclined a researcher should be to use a long string of data in the rolling regression. On the other hand, minimizing the ‚potential problems caused by any nonconstancy...‘ points toward using a short period.“



der Praxis, beispielsweise werden sie von RiskMetrics<sup>®</sup>, einem Service von J.P. Morgan mit hoher praktischer Bedeutung, verwendet (J.P. Morgan, 1997). Ihre Verwendung ist jedoch problematisch, wenn der Varianzprozess einen oder mehrere Strukturbrüche aufweist. In diesem Fall wird nämlich aufgrund der Missspezifikation der Regimewechsel fälschlicherweise als Volatilitätsschock mit hoher, möglicherweise unendlicher Persistenz interpretiert (Diese Problematik wird in den Abschnitten B.III.3. und B.III.4. ausführlicher diskutiert). Eine korrekte Spezifikation derartiger Prozesse kann dagegen mit Regimewechselmodellen erfolgen. Insbesondere haben hier so genannte Markov Switching-Modelle (Abschnitt B.III.3.) größere Bedeutung erlangt. In der Kombination mit einem GARCH-Modell kann das Markov Switching-Modell darüber hinaus die Vorteile beider Modellklassen – regimeabhängige Shifts der Varianz und Volatilitätscluster auch innerhalb eines Regimes – vereinen.

Nachdem es zunächst also schien, als würden die Intervallmaße durch stochastische Prozesse zunehmend verdrängt, lässt sich mit der Verfügbarkeit von Intra-Tagesdaten ein wieder zunehmendes Interesse an Intervallmaßen erkennen, insbesondere durch die Verwendung der in Abschnitt B.II.3. beschriebenen integrierten bzw. realisierten Volatilität.

Im folgenden Abschnitt werden zunächst verschiedene Intervallmaße vorgestellt, bevor dann die Modellierung der Volatilität mittels stochastischer Prozesse eine überblicksartige Betrachtung erfährt.

Es erscheint an dieser Stelle wichtig, darauf hinzuweisen, dass Volatilität hier stets als Volatilität der Renditen gemessen wird. Dies resultiert auf der Tatsache, dass die Anwendung von Einheitswurzeltests auf Wechselkursreihen in der Literatur kein einheitliches Bild liefert. In der Regel kann die Hypothese der Nichtstationarität für die Niveaus flexibler Kurse nicht verworfen werden (De Vries, 1994). Ein uneinheitliches Bild ergibt sich für Kurse in Bandbreitensystemen, etwa dem Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems (Anthony/MacDonald, 1998, etwa können die Nullhypothese der Nichtstationarität nicht zurückweisen, während bspw. Rose/Svensson, 1994, dies deutlich tun). Aus diesem Grund, auch wenn die Ergebnisse von Einheitswurzeltests möglicherweise durch Strukturbrüche der Reihen verfälscht werden, hat es sich eingebürgert, die Analyse von Wechselkursen für deren Renditen zu betreiben. Die folgenden Ausführungen folgen dieser Gepflogenheit.

## II. Intervallmaße

### 1. Die Varianz der Renditen als klassisches Volatilitätsmaß

Intervallmaße bilden die methodisch ältere Gruppe von Volatilitätskennziffern. Wie bereits in der Einleitung erwähnt, entstammen sie überwiegend nicht der Zeitreihenanalyse sondern der klassischen Statistik. In besonderem Maße trifft dies auf die (empirische) Varianz<sup>2</sup> zu. Sie ist für ein Intervall der Länge  $N$  definiert als mittlere quadratische Abweichung<sup>3</sup> der Renditen von ihrem Mittelwert:

$$(1) \quad \hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N (r_t - \bar{r})^2$$

Tatsächlich impliziert dieses Maß jedoch Eigenschaften der zugrunde liegenden Reihe  $r_t$ , die zumindest als problematisch einzuschätzen sind. Dies lässt sich intuitiv anhand der Problematik, die Länge  $N$  des für die Berechnung genutzten Intervalls festzulegen, ableiten. In der Praxis besteht das Problem darin, das Intervall hinreichend groß zu wählen, um den Standardfehler des Schätzers für die Varianz klein zu halten. Ist die Varianz des datengenerierenden Prozesses konstant, ergibt sich aber keine Notwendigkeit, die der Schätzung dienende Stichprobe überhaupt einzuschränken. In diesem Fall sollte also stattdessen die gesamte zur Verfügung stehende Zeitreihe in die Berechnung eingehen. Ist andererseits die Varianz des datengenerierenden Prozesses nicht konstant, sondern ändert sich im Zeitablauf, unterliegt die Schätzung der Varianz immer dann einem systematischen Fehler, wenn eine Änderung der Volatilität innerhalb des Intervalls  $[r_{t-N}, r_t]$  stattgefunden hat. Hat etwa ein Wechsel von hoher zu niedriger Volatilität stattgefunden, führt die Berechnung der empirischen Varianz zu einer Volatilitätskennziffer, die nur im Durchschnitt „korrekt“ ist, die Volatilität also vor dem Strukturbruch unter- und nach dem Strukturbruch überschätzt. Somit ist ein derartiges Vorgehen

---

<sup>2</sup> Markowitz (1991) schlägt die Verwendung einer Semi-Varianz vor, in die nur die  $r_t$  eingehen, die kleiner sind als das Stichprobenmittel. Die Konstruktion soll insbesondere das Risiko unterdurchschnittlicher Renditen abbilden. Da für die, im Gegensatz zu Wertpapierkursen, grundsätzlich symmetrischen Wechselkurse jedoch das Aufwärts- und Abwärtsrisiko stets von der Recheneinheit des betreffenden Akteurs abhängt, erscheint die Semivarianz für Devisenmärkte wenig sinnvoll. Jedoch ist dieses Maß auch für andere Finanzmarktzeihen wenig gebräuchlich (Poon/Granger, 2003).

<sup>3</sup> Die tiefgestellte Ziffer kennzeichnet die laufende Nummerierung der Maßzahl.

für eine Prognose zukünftiger Volatilität ungeeignet. Für eine deskriptive Betrachtung ist es zumindest mit Vorsicht anzuwenden. Es ist stets zu berücksichtigen, dass es sich um die unbedingte Varianz über ein Intervall handelt.

Damit ergibt sich das Problem, dass in die Berechnung das Stichprobenmittel eingeht. Dies impliziert nämlich einen konstanten Mittelwert des Prozesses. Selbst bei der Anwendung auf Renditen von Finanzmarktreihen ist der Mittelwert immer dann zeitabhängig, wenn die zugrunde liegende Reihe der Niveaus Trendwechsel aufweist<sup>4</sup>.

Zusammenfassend lässt sich also festhalten, dass die Verwendung der empirischen Varianz als Volatilitätsmaß implizit ein ganz bestimmtes Verständnis der Eigenschaften der Renditen von Finanzmarktreihen voraussetzt: Sie sind homoskedastisch mit konstantem Mittelwert. Damit folgen die Niveauewerte einem Random Walk Prozess, in dem die Inkremente unabhängig identisch verteilt sind<sup>5</sup>. Während für Finanzmarktrenditen die Konstanz der Mittelwerte der Renditen zumindest näherungsweise erfüllt zu sein scheint, ist die Homoskedastizität empirisch widerlegt (vgl. sehr früh Mandelbrot, 1963; Fama, 1965, sowie de Vries, 1994; siehe auch die umfangreiche Literatur zu GARCH-Effekten in Wechselkursreihen, für einen Überblick siehe Abschnitt B.III.1.).

Dennoch stellt die empirische Varianz eines der gebräuchlichsten Schwankungsmaße dar. Dies ist einerseits auf historische Gründe zurückzuführen<sup>6</sup>,

---

<sup>4</sup> Dieses Problem lässt sich dadurch umgehen, dass man den Mittelwert in der Formel streicht. In diesem Fall ergibt sich ein gegenüber Änderungen des Mittelwertes robustifiziertes Schwankungsmaß, die Mittlere quadratische sukzessive Differenz (Mean Squared Successive Difference: MSSD). Dieses weniger gebräuchliche Maß geht zurück auf von Neumann (vgl. von Neumann, 1941; von Neumann et al., 1941) bzw. in Form der Mittleren Absoluten Sukzessiven Differenz (Mean Absolute Successive Difference: MASD) auf Cranz und Becker (1917), die das Maß jeweils für die Gütebewertung von Artillerietests anwandten, um die Bewertung der Treffgenauigkeit gegenüber sich wandelnden Umweltbedingungen wie Wind- und Temperaturänderungen zu robustifizieren.

<sup>5</sup> Bekanntlich hat sich das Verständnis der Random Walk Hypothese (RWH) im Zeitablauf gewandelt. Campbell et al. (1997) unterscheiden drei abnehmend strenge Stufen: RWH 1, Inkremente sind iid normalverteilt; RWH 2, Inkremente sind unabhängig, jedoch nicht zwangsläufig normalverteilt; RWH 3, Inkremente sind unkorreliert, aber nicht notwendigerweise unabhängig. RWH 1 bildet hierbei die älteste Darstellung, die empirische Varianz setzt mindestens RWH 2 voraus. RWH 3 wird beispielsweise auch von GARCH-Prozessen erfüllt.

<sup>6</sup> Dies bezieht sich in erster Linie auf die früher mangelnde Verfügbarkeit von Daten, die für die Berechnung anderer Maße erforderlich sind, etwa Tagestiefst- und -höchstkurse.

aber auch auf die einfache Handhabbarkeit und die (wie oben erläutert nicht ganz zutreffende) Vermutung, es gebe keine Annahmen über den zugrunde liegenden Prozess.

## 2. Auf Spannweiten beruhende Schätzer

Eine weitere Klasse von Volatilitätsmaßen, die eine gewisse Bedeutung erlangt haben, stellen solche dar, die auf der Schätzung mittels Spannweiten beruhen. Sie werden daher im Folgenden als Spannweitenschätzer bezeichnet. Spannweitenschätzer beruhen auf der Annahme, dass der Preisprozess entsprechend einer stochastischen Differentialgleichung

$$(2) \quad dp_t = \sigma \cdot dW_t$$

verläuft<sup>7</sup>. Dabei stellt  $dp_t$  die kontinuierliche Preisänderung, also gewissermaßen eine kontinuierliche Rendite, dar,  $\sigma$  den konstanten Diffusionsparameter als Maß für die Volatilität und  $dW_t$  die durch einen Standard Wiener Prozess gegebene Störgröße, d.h. der Wechselkurs folgt einem zeitstetigen Random Walk Prozess. Der „klassische“ (Garman/Klass, 1980) Spannweitenschätzer

$$(3) \quad \hat{\sigma}_2^2 = (C_t - C_{t-1})^2$$

als quadratische Differenz der Schlusskurse der aktuellen und der Vorperiode hat hierbei in erster Linie den Vorteil des einfachen Aufbaus. Im Gegensatz zur Varianz der Renditen werden hier also aus dem betrachteten Intervall lediglich zwei Werte benutzt: Der Schlusskurs der aktuellen Periode und derjenige der Vorperiode (der hier gleichzeitig den Eröffnungskurs der aktuellen Periode bildet). Beispielsweise lässt sich so aus täglichen Schlusskursen ein Schätzer der Tagesvolatilität ermitteln, aus dem ersten und letzten Kurs eines Monats ein Schätzer für die Monatsvolatilität usw. Dieser Schätzer findet sich

---

<sup>7</sup> Gleichung (2) stellt eine Verallgemeinerung der Random Walk Hypothese 1 (Campbell et al., 1997, siehe Fußnote 5) vom diskreten auf den kontinuierlichen Fall dar. Sie entspricht bei diskreter Zeitmessung der Gleichung  $r_t = \epsilon_t$ , wobei  $\epsilon_t$  einer Normalverteilung mit  $\mu=0$  folgt, also einem Random Walk ohne Drift.

in der Empirie häufig als quadrierte Tagesrendite  $r_t^2 = (\ln(p_t) - \ln(p_{t-1}))^2$  als Schätzer für die Intratagesvolatilität.

Sofern nicht ganztägig gehandelt wird, d.h. wenn Eröffnungs- und Schlusskurs nicht identisch sind, lässt sich statt (3) unter Einbeziehung des Eröffnungskurses  $O_t$  das folgende korrigierte Maß verwenden (Garman/Klass, 1980):

$$(4) \quad \hat{\sigma}_3^2 = \frac{(O_t - C_{t-1})^2}{2f} - \frac{(C_t - O_t)^2}{2(f-1)}$$

In diesem Fall bezeichnet  $f$  ( $0 \leq f \leq 1$ ) den Bruchteil des Tages, an dem kein Handel stattfindet, Abbildung 1 zeigt die in Formel (3) bis (10) verwendeten Kurse anhand eines simulierten Kursverlaufs. Der Konstruktion liegt die Vorstellung des Kurses als einer kontinuierlichen Bewegung zugrunde, die nur während der Handelszeit beobachtet werden kann. Letztlich handelt es sich bei Gleichung (4) um das Mittel der Schätzer für die Varianz der handelsfreien Zeit (erster Summand) und der Zeit, in der gehandelt wird (zweiter Summand). Je länger der Handel unterbrochen ist, desto höher ist das Gewicht des ersten Summanden.

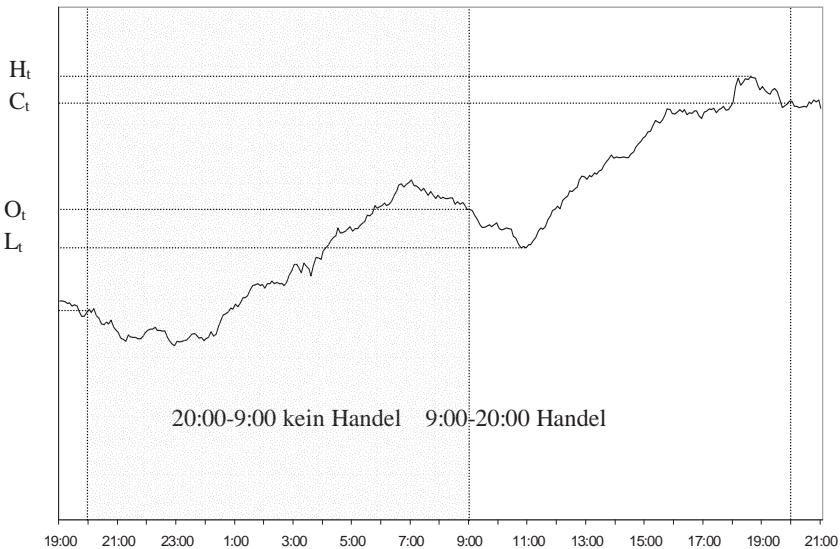


Abbildung 1: Kurse für die Berechnung von Spannweitenschätzern

Für Devisenmärkte reicht jedoch angesichts des ganztägigen Handels der Schätzer aus Gleichung (3) völlig aus. Im Folgenden werden die Schätzer für zeitweise unterbrochenen Handel lediglich unter dem Gesichtspunkt einer weitgehend vollständigen Darstellung aufgeführt. Allerdings ist die Effizienz der vorgestellten Schätzer, die ausschließlich auf Eröffnungs- und Schlusskursen beruhen, im Vergleich zu den im Folgenden vorgestellten verfeinerten Spannweitenschätzern verhältnismäßig schlecht, obwohl sie den Parameter  $\sigma$  der Gleichung (2) unverzerrt schätzen (Garman/Klass, 1980). Dies ist auf die recht willkürliche Auswahl von Erfassungszeitpunkten in den Formeln (3) und (4) zurückzuführen. Im Allgemeinen neigen sie dazu, die Volatilität zu unterschätzen (Beckers, 1983), da ihre Werte zwangsläufig innerhalb der Spannweite tatsächlicher Kurse einer Periode liegen. Auch dies wird in Abbildung 1 schon optisch deutlich.

Wesentlich verbessern lässt sich folglich das Ergebnis, wenn zusätzlich zu den Eröffnungs- und Schlusskursen Höchst- ( $H_t$ ) und Tiefstkurse ( $L_t$ ) der betreffenden Periode einbezogen werden. Die Verbesserung bezieht sich hierbei auf die Varianz des Schätzers, was sich anschaulich als Genauigkeit der Schätzung interpretieren lässt. Betrachtet man den klassischen Schätzer  $\hat{\sigma}_2^2$  aus Gleichung (3) als Benchmark, so ergibt sich für einen beliebigen Schätzer  $\hat{\sigma}^2$  die Effizienz als  $\text{Eff}(\hat{\sigma}^2) = \text{Var}(\hat{\sigma}_2^2) / \text{Var}(\hat{\sigma}^2)$ . Ein Schätzer gilt dann dem klassischen Schätzer als überlegen, wenn er erwartungstreu ist (dies ist für alle hier vorgestellten Schätzer der Fall) und die Effizienz mehr als eins beträgt, d.h. er vermag den Parameter  $\sigma$  mit geringerer Streuung zu schätzen als der Schätzer aus (3).

Die Verbesserung resultiert daraus, dass Höchst- und Tiefstkurse in engem Zusammenhang zur Volatilität des zugrundeliegenden Prozesses (2) stehen. Feller (1951) zeigt nämlich, dass für  $l := H_t - L_t$ , also die Differenz zwischen dem Tiefst- und dem Höchstkurs einer Periode, gilt:

$$(5) \quad E[l^2] = (4 \cdot \ln 2) \cdot \sigma^2$$

Somit lässt sich unter Verwendung der Beziehung (5) unmittelbar der Schätzer

$$(6) \quad \hat{\sigma}_4^2 = \hat{\sigma}_P^2 = \frac{(H_t - L_t)^2}{4 \cdot \ln 2}$$

herleiten (Parkinson, 1980). Parkinsons Schätzer weist eine Effizienz von immerhin etwa 5,2 auf (Garman/Klass, 1980), d.h. seine Varianz beträgt nur näherungsweise 1/5 des klassischen Schätzers  $\hat{\sigma}_2^2$ . Der Parkinson-Schätzer exis-

tiert auch in einer Version für zeitweise unterbrochenen Handel, für den die Effizienz sogar 6,2 beträgt (Garman/Klass, 1980):

$$(7) \quad \hat{\sigma}_5^2 = 0,17 \cdot \frac{(O_t - C_{t-1})^2}{f} + 0,83 \cdot \frac{(H_t - L_t)^2}{(1-f) \cdot 4 \ln 2}$$

$$= 0,17 \cdot \frac{(O_t - C_{t-1})^2}{f} + 0,83 \cdot \hat{\sigma}_P^2$$

Während Parkinsons Schätzer einen driftlosen Preisprozess der Form (2) voraussetzt, existieren auch Schätzer für den Fall, dass der Preisprozess einen Driftparameter beinhaltet (Kunitomo, 1992). Die Verwendung von Parkinsons Schätzer würde ansonsten die Volatilität systematisch überschätzen, da der Drift schon für sich genommen die Differenz zwischen  $C_t$  und  $C_{t-1}$  bzw.  $H_t$  und  $L_t$  vergrößert. Der Schätzer von Kunitomo (1992) wird hier jedoch zugunsten des effizienteren Schätzers von Rogers/Satchell (1991), siehe unten, nicht detailliert betrachtet.

Garman/Klass (1980) schlagen folgenden Schätzer vor<sup>8</sup>, der eine Kombination des klassischen Schätzers (3) und des Schätzers von Parkinson (6) darstellt und zu einer Effizienz von etwa 7,4 führt:

$$(8) \quad \hat{\sigma}_6^2 = \hat{\sigma}_{GK}^2 = \frac{(H_t - L_t)^2}{2} - (2 \cdot \ln(2) - 1) \cdot (C_t - C_{t-1})^2$$

bzw. für nicht kontinuierlichen Handel als Kombination aus (7) und (8) mit einer Effizienz von etwa 8,4:

$$(9) \quad \hat{\sigma}_7^2 = 0,12 \cdot \frac{(O_t - C_{t-1})^2}{f} + 0,88 \cdot \frac{\hat{\sigma}_{GK}^2}{(1-f)}$$

Die Tatsache, dass der Schätzer von Garman/Klass für den Fall einer Brownschen Bewegung ohne Drift entwickelt wurde, führte zur Erweiterung des Schätzers durch Rogers/Satchell (1991) und Rogers/Satchell/Yoon (1994):

---

<sup>8</sup> Der Schätzer unterscheidet sich geringfügig von dem in Gleichung (8) dargestellten. Garman und Klass schlagen für die praktische Verwendung obige Vereinfachung vor, die nur eine geringfügig geringere Effizienz aufweist (Garman/Klass, o.J., S. 6).

$$(10) \quad \hat{\sigma}_8^2 = \hat{\sigma}_{RS}^2 = (H_t - O_t) \cdot (H_t - C_t) + (L_t - O_t) \cdot (L_t - C_t)$$

Durch die wechselseitige Verwendung der „normalisierten Höchst- und Tiefstkurse“ (Garman/Klass, 1980, S. 70) wird dieses Maß robustifiziert gegenüber dem Auftreten eines Driftterms. Dies muß für den Fall, dass kein Drift vorliegt, mit einer geringeren Effizienz gegenüber dem Schätzer von Garman und Klass erkauft werden (6,0 gegenüber 7,4).

Allerdings wird vorausgesetzt, dass kontinuierlicher Handel stattfindet, d.h. es gilt  $O_t = C_{t-1}$ . Yang/Zhang (2000) stellen eine Variante vor, für die diese Voraussetzung aufgehoben wird. Da letztere für Devisenmärkte aber ohnehin keine Einschränkung bedeutet, wird auf eine Darstellung verzichtet.

Die dargestellten Verfahren zeigen, dass bereits innerhalb der Klasse der Spannweitenschätzer ein breites Spektrum möglicher Ansätze zur Verfügung steht, wobei hier jedoch nur die gebräuchlichsten Schätzer vorgestellt wurden<sup>9</sup>.

### 3. Das Konzept der integrierten und der realisierten Volatilität

Neben den Spannweitenschätzern hat in den letzten Jahren mit der Verfügbarkeit von Intra-Tagesdaten der Gedanke der integrierten Volatilität an Bedeutung gewonnen. Ausgangspunkt ist – wie im Falle der Spannweitenschätzer – die Vorstellung vom Preisprozess als kontinuierlichem Random Walk (mit Driftparameter). Während die Grundidee, Volatilitäten niedrigerer Frequenz aus Daten höherer Frequenz zu ermitteln, älter ist (vgl. Poterba/Summers, 1986; French/Schwert/Stambaugh, 1987; Schwert, 1989 für die Berechnung von Monatsvolatilitäten aus Tagesdaten; Schwert, 1990a, 1990b; Taylor/Xu, 1997 für die Ermittlung von Tagesvolatilitäten aus Intratagesdaten), wurde dieses eher intuitive Vorgehen erst später (inter alia durch Anderson/Bollerslev, 1998a; Anderson, Bollerslev/Diebold, 2002; Anderson et al., 2003) theoretisch fundiert. Der formale Hintergrund ergibt sich durch die Annahme, dass sich der Kursverlauf durch folgende Differentialgleichung darstellen lässt:

$$(11) \quad dp_t = \sigma_t \cdot dW_t$$

---

<sup>9</sup> Eine Darstellung weiterer, weniger gebräuchlicher Schätzer findet sich beispielsweise in Duque/Paxson (1997)



Zunächst sticht die Ähnlichkeit von (11) zu dem entsprechenden Prozess für die Spannweitenschätzer in Gleichung (2) ins Auge. Im Gegensatz zu den Spannweitenschätzern wird hierbei jedoch nicht unterstellt, dass die Varianz  $\sigma_t$  im Zeitablauf konstant ist. Die Tagesvolatilität<sup>10</sup> ergibt sich dann durch

$$(12) \quad \sigma_t^2 = \int_0^1 \sigma_h^2 dh$$

Dabei kennzeichnen die  $\sigma_h^2$  die Evolution der Volatilität im Tagesverlauf: Die Volatilität des Gesamtages ergibt sich aus dem Integral über die Volatilitäten  $\sigma_h^2$  infinitesimal kurzer Teilperioden des Tages.

Die integrierte Volatilität ist in der Definition der Gleichung (12) praktisch nicht verwendbar, da der kontinuierliche Verlauf des Prozesses innerhalb des Tages nicht beobachtbar ist. Es stehen auf Finanzmärkten grundsätzlich Daten in diskreten Zeitabständen zur Verfügung. Als Alternative bietet es sich an, die Preisänderungen an  $m$  diskreten Zeitpunkten innerhalb eines Tages zu betrachten, so dass sich die realisierte Volatilität ergibt:

$$(13) \quad \sigma_t^2 = \sum_{h=1}^m r_h^2$$

Hierbei stellen die  $r_h^2$  die quadrierten Änderungsraten („tick-by-tick“) zwischen den  $m$  nahe beieinander liegenden Messpunkten innerhalb des Tages  $t$  dar. Die realisierte Volatilität stellt somit das zweite nicht zentrierte empirische Moment der Stichprobe dar und konvergiert für  $m \rightarrow \infty$  gegen die integrierte Volatilität. Zwar werden in Gleichung (13) implizit äquidistante Zeitpunkte vorausgesetzt, jedoch lassen sich die meisten Eigenschaften der realisierten Volatilität auch auf den Fall von Messpunkten übertragen, deren Abstände unterschiedlich sind (Andersen/Bollerslev/Diebold, 2002).

In einigen Fällen lässt sich unmittelbar ein Bezug zu anderen Verfahren der Volatilitätsmessung herstellen:

---

<sup>10</sup> Hier wird zur (sprachlichen) Vereinfachung angenommen, dass die Tagesvolatilität aus Intratagesdaten ermittelt wird. Alle Ausführungen lassen sich jedoch ohne Probleme verallgemeinern, um beispielsweise zu Monatsvolatilitäten zu gelangen.

- Falls der Erwartungswert der Renditen gerade null beträgt, entspricht die realisierte Volatilität (bei äquidistanten Beobachtungen) gerade dem  $(m-1)$ -fachen<sup>11</sup> der empirischen Varianz der Renditen, denn es gilt ja:

$$(14) \quad (m-1) \cdot \underbrace{\frac{1}{m-1} \sum_{h=1}^m (r_h - \bar{r})^2}_{\text{empirische Varianz der Renditen}} = \sum_{h=1}^m (r_h - 0)^2 = \underbrace{\sum_{h=1}^m r_h^2}_{\text{Realisierte Volatilität}}$$

- Die realisierte Varianz entspricht – ebenfalls für den Fall äquidistanter Beobachtungen – dem  $(m-1)$ -fachen der mittleren quadratischen sukzessiven Differenz (MSSD, von Neumann, 1941; von Neumann et al., 1941).
- Im Falle  $m=1$  entspricht die realisierte Volatilität gerade der häufig verwendeten quadrierten Tagesrendite  $r_t^2 = (\ln(p_t) - \ln(p_{t-1}))^2$  als Variante des „klassischen“ Schätzers  $\hat{\sigma}_2^2$  der Gleichung (3) als Maß für die Volatilität innerhalb eines Tages. Im Vergleich zu dieser ist die realisierte Volatilität jedoch wesentlich präziser (Andersen/Bollerslev, 1998a), dabei stellt die quadrierte Tagesrendite immer eine Untergrenze für die realisierte Volatilität dar.

Neben der einfachen Berechnung und der Modellfreiheit weist die realisierte Volatilität weitere vorteilhafte Eigenschaften auf<sup>12</sup>:

- Sie ist ein unverzerrter Ex-post-Schätzer für  $\sigma^2$  und asymptotisch frei von Messfehlern (Andersen et al., 2001), weshalb sie nicht mehr als latente, sondern als tatsächlich beobachtbare Volatilität betrachtet wird (Andersen et al., 2000b).
- Die Renditen von Finanzmarktreihen weisen üblicherweise eine leptokurtische Verteilung auf. Die Literatur zu dieser Thematik ist außerordentlich umfangreich (vgl. etwa früh Mandelbrot, 1963, weiterhin Hsieh, 1988; Boothe/Glassmann, 1987). Entgegen diesem stilisierten Faktum lassen sich mittels der realisierten Volatilität standardisierte Renditen recht gut durch Normalverteilungen beschreiben (Andersen et al., 2000a).

<sup>11</sup> Der Faktor rührt anschaulich daher, dass es sich bei der Varianz der Renditen um die Dispersion der einzelnen  $r_h$  innerhalb der Periode  $t$  handelt, bei der realisierten Volatilität jedoch um die Varianz der gesamten Periode  $t$ .

<sup>12</sup> Für eine ausführliche Diskussion weiterer Eigenschaften der realisierten Volatilität siehe Andersen/Bollerslev/Diebold (2002) sowie Andersen et al. (2003).

- Zwar ist die Verteilung der realisierten Volatilität rechtsschief, nach Transformation durch die Logarithmusfunktion jedoch weitgehend symmetrisch (Andersen et al., 2001).

Die realisierte Volatilität hat demnach gegenüber anderen Volatilitätsmaßen deutliche Vorteile, insbesondere sei hier nochmals auf die Möglichkeit zur Modellierung heteroskedastischer Renditereihen verwiesen, ohne dass hierzu eine Parametrisierung erforderlich wäre. Im Einzelfall wird jedoch ihre Anwendbarkeit durch die Verfügbarkeit von Intratagesdaten hinreichend hoher Frequenz eingeschränkt.

### III. Dynamische Volatilitätsmaße

#### 1. Die Klasse der GARCH-Modelle

Wie bereits erwähnt, lassen sich die dynamischen Volatilitätsmaßzahlen durch die explizite Modellierung eines zugrunde liegenden stochastischen Prozesses charakterisieren. Dieser Ansatz ist verhältnismäßig jung, stand ihm doch zunächst der verhältnismäßig hohe rechentechnische Aufwand entgegen. Neben der Verfügbarkeit leistungsfähiger Rechner sorgte insbesondere die von Engle (1982) und Bollerslev (1986) eingeführte Klasse der *GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)-Modelle* für die rasante Verbreitung dieser Methodik. Mittlerweile existieren etliche Varianten, von denen hier nur einige wenige angesprochen werden. Die Auswahl umfasst im Wesentlichen die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Modelle. Ein ausführlicher Überblick findet sich etwa in Bollerslev/Chou/Kroner (1992), Bollerslev/Engle/Nelson (1994), Franses/van Dijk (2000) oder Poon/Granger (2003).

Ausgangspunkt der Überlegung bildet das stilisierte Faktum, dass sich Phasen hoher Volatilität auf Finanzmärkten mit solchen relativer Ruhe abwechseln, so genannte Volatilitätscluster. Die Beobachtung zeitabhängiger Volatilität für Finanzmarktreihen wurde bereits vergleichsweise früh gemacht, so bemerkt etwa Mandelbrot: „...large changes tend to be followed by large changes, of either sign, and small changes tend to be followed by small changes...“ (Mandelbrot, 1963, S. 418).

Dennoch erhielt die Modellierung von Volatilitätsclustern erst mit den grundlegenden Arbeiten zu ARCH- und GARCH-Modellen von Engle (1982) und Bollerslev (1986) nachhaltigen Auftrieb.

Kernpunkt dieser Modellklasse ist die Unterscheidung zwischen dem bedingten und dem unbedingten zweiten Moment des betrachteten Prozesses. Es wäre hinsichtlich der Modellierung nahe liegend, die Ursachen hoher Volatili-

tät explizit durch Verwendung einer Strukturgleichung in deren Schätzung einzubeziehen. Jedoch lassen sich gerade diese Determinanten der Volatilität nicht hinreichend genau spezifizieren, um eine solche Schätzung durchzuführen. Eine mögliche Ursache könnte etwa in einer seriellen Korrelation des Auftauchens kursrelevanter Nachrichten bestehen. Diese Möglichkeit wird etwa von Diebold/Nerlove (1989) oder Gallant/Hsieh/Tauchen (1992) aufgegriffen. Weiterhin wird sie für hochfrequente Daten durch neuere Untersuchungen gestützt (Ederington/Lee, 1996, Anderson/Bollerslev, 1998b; Melvin/Yin, 2000; Chang/Taylor, 2003).

Ebenso wie durch ein unregelmäßiges Auftreten von News könnten Volatilitätscluster durch eine verzögerte Verarbeitung von News erzeugt werden. Wenn nämlich die Marktakteure ihre Transaktionen als Reaktion auf dieselben News, aber aufgrund ungleicher Informationsstände zu unterschiedlichen Zeitpunkten tätigen, finden die Preisanpassungsprozesse über einen längeren Zeitraum statt, der dann durch eine höhere Volatilität gekennzeichnet ist. Beide Sichtweisen, die News eine entscheidende Rolle zuweisen, korrespondieren stark mit der engen Beziehung zwischen der Kursvolatilität und dem Volumen von Finanzmarktumsätzen (Lamoureux/Lastrapes, 1990).

Als Kompromisslösung angesichts der schwierigen strukturellen Schätzung der Varianzgleichung schlägt Engle (1982) vor, stattdessen den Fehlerterm der Vorperiode als Schätzung für deren Volatilität in die Schätzung der aktuellen Volatilität einfließen zu lassen. An die Stelle einer strukturellen Schätzung der bedingten Volatilität tritt also die Abhängigkeit zwischen den bedingten Varianzen aufeinander folgender Zeitpunkte. Somit ergibt sich für das ursprüngliche *ARCH-Modell* (der Ordnung  $m$ ) nach Engle eine zeitabhängige Volatilität dargestellt durch die bedingte Varianz:

$$(15) \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2$$

Der Ansatz durch das beschriebene Modell lässt die aktuelle Varianz als Linearkombination der quadrierten Fehlerterme der letzten  $p$  Perioden erscheinen. Damit folgen tendenziell auf größere Veränderungen erneut größere Veränderungen und vice versa. Mit dem ARCH-Modell wird also eine Formalisierung des empirischen Phänomens der Volatilitätscluster geleistet, wobei berücksichtigt wird, dass zwar die Renditen von Finanzmarktreihen, nicht jedoch deren Quadrate unkorreliert sind (vgl. de Vries, 1994). Die Renditen sind also unkorreliert, jedoch nicht unabhängig. Während durch den funktionalen

Zusammenhang die bedingte Varianz schwankt, ist die unbedingte Varianz konstant. Ist sie zusätzlich endlich<sup>13</sup>, ist die Reihe damit varianzstationär und, wie Engle zeigt, sogar kovarianzstationär (Engle, 1982, S. 993).

Eine Verallgemeinerung des ursprünglichen Modells von Engle stellt das generalized ARCH- oder GARCH-Modell (der Ordnung (m,n)) von Bollerslev (1986) bzw. für den einfachen Fall des GARCH(1,1)-Modells von Taylor (1986), dar, aus dem sich das ARCH-Modell der Gleichung (15) mit n=0 als Spezialfall ergibt:

$$(16) \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^n \beta_i \cdot \sigma_{t-i}^2$$

Die Bedingung für die Stationarität des Prozesses  $\{r_t\}$  lässt sich wie beim ARCH-Modell herleiten als  $\sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{i=1}^n \beta_i < 1$  (Bollerslev, 1986).

Der Vorteil des GARCH- gegenüber dem ARCH-Modell ist, dass analog zum Zusammenhang zwischen AR- und ARMA-Prozessen die Parametrisierung deutlich sparsamer ist, und der Freiheitsgrad der Schätzung steigt. Über  $\sigma_{t-1}^2$  werden nämlich implizit, wie sich leicht durch sukzessives Einsetzen von (16) erkennen lässt, auch weiter, sogar beliebig weit, zurückliegende Störungen in die Ermittlung von  $\sigma_t^2$  einbezogen. Für die Modellierung von Finanzmarktreihen reicht in der Regel ein Modell der Ordnung (1,1) aus (Bollerslev/Chou/Kroner, 1992, S. 10), während für ein reines ARCH-Modell die Ordnung möglicherweise größer als zwei gewählt werden muss.

Somit reduziert sich Gleichung (16) zu:

$$(16') \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2$$

GARCH-Modelle haben, wie bereits erwähnt, einen bedeutenden Beitrag zur Modellierung von Finanzmarktreihen geliefert. Bereits der Überblicksartikel von Bollerslev/Chou/Kroner (1992) weist mehrere hundert Quellen auf. Entsprechend wurde die Klasse der GARCH-Modelle insbesondere in den neunziger Jahren des zwanzigsten Jahrhunderts Gegenstand zahlreicher Erweiterungen, von denen hier lediglich das EGARCH- und das Threshold-GARCH- oder Glostien-Jagannathan-Runkle-Modell (kurz: GJR-Modell) vorgestellt werden sollen (für einen ausführlichen Überblick sei wiederum auf die

---

<sup>13</sup> Dies ist genau dann der Fall, wenn die Summe der Koeffizienten  $\alpha_i$  kleiner ist als eins (Diebold, 1988, S. 8).

Artikel von Bollerslev/Chou/Kroner, 1992 und Bollerslev/Engle/Nelson, 1994 verwiesen). Beide Modelle behandeln das Problem asymmetrischer GARCH-Effekte. Asymmetrische GARCH-Effekte scheinen für die vom Aufbau her symmetrischen Wechselkurse zunächst weniger plausibel als etwa für Aktienkurse, wo Asymmetrien eventuell auf Leverage-Effekte, also die negative Korrelation von News und Volatilität, zurückzuführen sind (vgl. für eine erste Dokumentation Black, 1976; als neuere Arbeiten etwa Campbell/Hentschel, 1992; Bekaert/Wu, 2000).

Eine mögliche Ursache von Asymmetrien auch auf Devisenmärkten stellen jedoch Systeme dar, in denen der Wechselkurs nicht völlig frei floaten kann, etwa im Rahmen des Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems (vgl. Abschnitt D.) oder Bandbreitensysteme der mittel- und osteuropäischen Transformationsländer (vgl. Abschnitt E.). Hier wird es möglicherweise dann zu asymmetrischen GARCH-Effekten kommen, wenn der Wechselkurs sich fortwährend nahe an der Unter- oder Obergrenze der Zielzone bewegt. In diesem Fall ist nämlich der Bewegungsspielraum des Wechselkurses und damit seine Volatilität in einer Richtung eingeschränkt (sofern die Zentralbank das Wechselkursziel erfolgreich verteidigt). Dies beeinflusst bereits im Vorfeld die Erwartungen der Marktteure, die dann je nach Richtung der Wechselkursbewegung unterschiedlich reagieren. Ein Modell, welches asymmetrische GARCH-Effekte abbilden kann, ist das *exponential GARCH*- oder *EGARCH-Modell* von Nelson (1991), welches der bedingten Varianz die funktionale Form:

$$(17) \quad \log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \cdot \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \cdot \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

zuweist. Angesichts der Tatsache, dass das Modell zu Gunsten des GJR-Modells (siehe weiter unten) nicht weiter verwendet wird, wird hier auf eine detaillierte Motivation von Gleichung (17) verzichtet und auf Nelson (1991) verwiesen. In diesem Modell hängt das Ausmaß der Persistenz von Volatilitätsschocks nicht nur von der Größe, sondern auch von der Richtung vorangegangener Schocks ab. Ein Vorteil gegenüber dem linearen GARCH(p,q)-Modell ist ferner, dass es keinerlei Restriktionen an die Parameter  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  gibt, die hier auch negative Werte annehmen können. Durch die Modellierung des Logarithmus der bedingten Varianz kann letztere nämlich per definitionem keine negativen Werte annehmen. Tests auf Asymmetrie können durch die Hypothese  $\gamma \neq 0$  (Asymmetrie) gegen die Nullhypothese  $\gamma = 0$  (Symmetrie) durchgeführt werden.

Einen weiteren Ansatz zur Modellierung asymmetrischer GARCH-Effekte bilden die *Threshold-GARCH-Modelle*, in denen  $\sigma_t^2$  eine stückweise lineare Funktion vergangener Schocks darstellt und somit Reaktionen erlaubt, die je nach Vorzeichen und/oder Größe von  $\varepsilon_{t-1}$  unterschiedlich sind. Zu den weiter verbreiteten Vertretern gehört das *GJR-Modell* (Glosten/Jagannathan/Runkle, 1993). In diesem Modellrahmen ergibt sich die bedingte Varianz durch:

$$(18) \quad \sigma_t^2 = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1}$$

Dabei entspricht das Modell bis auf den zusätzlichen Term  $\gamma \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1}$ , dieser bildet die Quelle möglicher Asymmetrien, dem GARCH-Modell von Bollerslev (1986). Die Dummyvariable  $d_{t-1}$  nimmt hier den Wert eins genau dann an, wenn  $\varepsilon_{t-1}$  negativ war, und sonst den Wert null. Dadurch wird gewährleistet, dass positive und negative Schocks  $\varepsilon_{t-1}$  unterschiedliche Wirkungen auf die heutige bedingte Varianz haben: Der Einfluss eines positiven  $\varepsilon_{t-1}$  ergibt sich wegen  $d_{t-1} = 0$  einzig durch  $\alpha$ , während ein negativer Schock in der Vorperiode durch  $\alpha + \gamma$  auf die aktuelle bedingte Varianz wirkt. Dabei darf  $\gamma$  negative Werte annehmen, jedoch muss  $\alpha + \gamma \geq 0$  gelten, um sicherzustellen, dass  $\sigma_t^2$  in keinem Fall negative Werte annimmt. Somit lässt sich auch hier leicht ein Test auf Asymmetrie konstruieren, indem  $\gamma \neq 0$  (Asymmetrie) gegen  $\gamma = 0$  (Symmetrie) getestet wird.

Analog zur Bedingung  $\alpha + \beta < 1$  für die Endlichkeit der Varianz beim GARCH(1,1)-Modell (Bollerslev, 1986), lässt sich für das GJR-Modell ausgehend von der Varianzgleichung (18) folgende formale Bedingung herleiten<sup>14</sup>:

$$(19) \quad \sigma_t^2 = \text{Var}(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}) = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1}$$

Durch Anwendung des Verschiebungssatzes von Steiner lässt sich  $\sigma_t^2$  zerlegen, so dass

$$(20) \quad \Rightarrow E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}] - \underbrace{E[\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}]^2}_{=0} = \omega + \alpha \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1}$$

<sup>14</sup> Zur Vereinfachung und weil Modelle höherer Ordnung für Finanzmarktreihen in der Regel nicht Verwendung finden, wird hier lediglich ein Modell der Ordnung (1,1) betrachtet. Die Herleitung für GJR-Modelle höherer Ordnung erfolgt jedoch völlig analog.

gilt. Nutzt man nun auf beiden Seiten der Gleichung die iterative Erwartungsbildung und zusätzlich die Linearität des Erwartungswertes, ergibt sich die folgende Gleichung:

$$(21) \quad \Leftrightarrow \underbrace{E[\varepsilon_t^2]}_{=\sigma^2} = \omega + \alpha \cdot \underbrace{E[\varepsilon_{t-1}^2]}_{=\sigma^2} + \beta \cdot \underbrace{E[\sigma_{t-1}^2]}_{=\sigma^2} + \gamma \cdot E[\varepsilon_{t-1}^2 \cdot d_{t-1}]$$

Schließlich ist zu berücksichtigen, dass  $\varepsilon_{t-1}^2$  und  $d_{t-1}$  stochastisch unabhängig sind. Zwar hängt  $\varepsilon_{t-1}^2$  intertemporal von  $d_{t-2}$  ab, für jeden einzelnen Zeitpunkt  $t$  gibt es aber keinen Zusammenhang<sup>15</sup> zwischen dem Vorzeichen  $d_t$  der Störung und ihrer (quadrierten) absoluten Größe  $\varepsilon_t^2$ . Daher gilt in Gleichung (21)  $E[d_{t-1} \cdot \varepsilon_{t-1}^2] = E[d_{t-1}] \cdot E[\varepsilon_{t-1}^2]$ , und da die Dummyvariable  $d_t$  jeweils mit Wahrscheinlichkeit 0,5 die Werte 0 und 1 annimmt, weil der Erwartungswert von  $\varepsilon_t = 0$  und seine Verteilung (da Normalverteilung) symmetrisch ist, folglich:

$$(22) \quad \Leftrightarrow \sigma^2 = \omega + \alpha \cdot \sigma^2 + \beta \cdot \sigma^2 + \gamma \cdot \underbrace{E[\varepsilon_{t-1}^2]}_{=\sigma^2} \cdot \underbrace{E[d_{t-1}]}_{=0,5}$$

$$(23) \quad \Rightarrow \sigma^2 = \frac{\omega}{1 - (\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2})}$$

Die (unbedingte) Varianz des Prozesses ist demnach genau dann positiv und kleiner als unendlich, wenn die Bedingung  $(\alpha + \beta + 0,5 \cdot \gamma) < 1$  erfüllt ist.

Weiterhin lässt sich beim Vergleich von (18) mit dem GARCH(1,1)-Modell in (16') wie bereits erwähnt leicht feststellen, dass das GARCH-Modell einen Spezialfall des GJR-Modells mit  $\gamma = 0$  darstellt. Dies erleichtert den Vergleich der Ergebnisse alternativer Schätzungen von symmetrischen und asymmetrischen GARCH-Modellen, weshalb dem GJR-Modell in den folgenden Kapiteln der Vorzug gegenüber dem EGARCH-Modell gegeben wird.

## 2. Markov Switching-Modelle

Das Charakteristikum des Markov Switching-Modells ist das Vorliegen eines nicht direkt beobachtbaren Prozesses  $\{s_t\}_{t=1, \dots, T}$ , der als Markov-Kette den Kursverlauf (bzw. die Renditen) „steuert“. Je nach genauer Modellspezifikation

<sup>15</sup> Es gilt zwar  $\text{Corr}(\varepsilon_t^2, d_{t-1}) \neq 0$ , da jedoch nach Konstruktion  $d_t$  und  $d_{t-1}$  unkorreliert sind, muss  $\text{Corr}(\varepsilon_t^2, d_t) = 0$  erfüllt sein.



on bzw. Vorstellung und betrachtetem Markt lässt sich damit ein Regimewechsel interpretieren als ein (nicht näher spezifiziertes) Kippen der „Marktstimmung“ (Shyy, 1989), das Eintreffen neuer Informationen (Dewachter 1995), etwa den Informationsstand von Marktteilnehmern während Sitzungen des Federal Open Market Committee (Melvin, 2003) oder Änderungen von Fundamentaldaten (etwa eine geänderte Geldpolitik, Kriege und Krisen, vgl. Bollen/Gray/Whaley, 2000). Sofern die Charakteristika der Regimes das Volatilitätsniveau beeinflussen, wobei hier insbesondere unterschiedliche Formen des Informationsstandes bzw. der Unsicherheit relevant erscheinen, kann somit das Markov Switching-Modell trotz einiger weiter unten beschriebener Mängel als ein Instrument zur Volatilitätsmodellierung dienen.

Eine Beobachtung dieses Hintergrundprozesses ist lediglich indirekt und verzerrt in Form der Renditen  $\{r_t\}_{t=1,\dots,T}$ , der Beobachtungssequenz, möglich. Damit ergibt sich für ein Modell mit  $k$  nicht beobachtbaren Zuständen folgende Modelldarstellung für die Wechselkursrendite  $r_t$  (vgl. allgemeiner Hamilton 1994)<sup>16</sup>:

$$(24) \quad r_t = \begin{cases} N(\mu_1, \sigma_1), & \text{für } s_t = 1 \\ N(\mu_2, \sigma_2), & \text{für } s_t = 2 \\ \vdots \\ N(\mu_k, \sigma_k), & \text{für } s_t = k \end{cases}$$

mit dem Hintergrundprozess

$$(25) \quad s_t | s_{t-1} \sim \text{Markov}(P, \pi_1, k)$$

d.h.  $s_t$  folgt einem zeitdiskreten Markovprozess mit  $k$  Zuständen. Dieser wird alleine durch die Matrix  $P$  der Übergangswahrscheinlichkeiten und die Wahrscheinlichkeitsverteilung in  $t = 1$ ,  $\pi_1$ , charakterisiert:

$$(26) \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & \cdots & p_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{k1} & \cdots & p_{kk} \end{bmatrix},$$

<sup>16</sup> Hier werden, der empirischen Literatur zu Wechselkursen folgend, weder autoregressive Terme, noch exogene Größen in das Modell einbezogen. Die Wechselkursrendite wird vielmehr als eine Ziehung aus alternativen Verteilungsfunktionen betrachtet (vgl. beispielsweise Engel/Hamilton, 1990; Engel, 1994; Dewachter, 1997, 2000).

$$\text{mit } p_{ij} = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i), \pi_i = \Pr(s_1 = 1, \dots, s_1 = k)$$

Die Wahrscheinlichkeit für den Zustand  $k$  hängt somit stets nur vom Zustand des Prozesses in der Vorperiode ab. In Gleichung (24) werden die Wechselkursrenditen aus einer Normalverteilung gezogen. Dies erleichtert den Umgang mit dem Modell, ist jedoch nicht zwangsläufig erforderlich. Stattdessen finden sich auch andere Verteilungen, insbesondere gewinnt hier die  $t$ -Verteilung zunehmend an Bedeutung (vgl. etwa Dewachter, 1995). Es ergibt sich somit eine enge methodische Beziehung zu Modellen, in denen die Renditen durch Mischung verschiedener, in der Regel Normalverteilungen dargestellt werden (s.u.).

Das MSM lässt sich hinsichtlich der Methodik auf drei Forschungsrichtungen zurückführen:

Einerseits stellt es ein so genanntes *Hidden Markov Modell* dar. Diese Modellklasse wurde bereits in den sechziger Jahren entwickelt (Baum/Petrie 1966, Baum et al. 1970) und vor allem im Bereich der Spracherkennung genutzt.

Andererseits lässt es sich als Verallgemeinerung einer umfangreichen Literatur zur Problematik von *Strukturbrüchen* verstehen (vgl. exemplarisch Krämer 1989; Stock, 1994; Wu, 1997; Kim/Kon, 1999). Während in diesen Modellen aber in der Regel ein einziger Strukturbruch betrachtet wird, besteht die Verallgemeinerung beim MSM darin, dass das Auftreten der Strukturbrüche bzw. Regimewechsel weder hinsichtlich der Häufigkeit noch hinsichtlich der Zeitpunkte vorgegeben ist.

Schließlich stellen MSM auch, wie bereits erwähnt, einen Spezialfall der *Mischungsmodelle* dar. Bei Mischungsmodellen wird die Verteilung der Renditen aus einer Menge alternativer Verteilungen „gezogen“. Auf diese Weise lässt sich – auch bei Verwendung von Normalverteilungen mit lediglich unterschiedlichen Erwartungswerten und Varianzen – das stilisierte Faktum leptokurtischer unbedingter Verteilungen von Finanzmarktzeitreihen erklären, weil Mischungen von Normalverteilungen zu einer leptokurtischen unbedingten Verteilungsfunktion führen (vgl. Kon, 1984; Boothe/Glassmann, 1987). Während bei reinen Mischungsmodellen aber keinerlei zeitliche Dynamik Modellbestandteil ist, d.h. die Verteilung wird ohne Berücksichtigung des Zeitpunktes ausgewählt, wird diese im MSM explizit berücksichtigt. Auf diese Weise kann mit der Erzeugung von Volatilitätsclustern ein weiteres stilisiertes Faktum modelliert werden.

Die Idee, Zeitreihen durch zwei getrennte, gleichwohl nicht unabhängige Reihen darzustellen – diese werden als Beobachtungssequenz bzw. Hintergrundsequenz bezeichnet – basiert auf Arbeiten von Goldfeld/Quandt (1973)

und Lindgren (1978) und wurde insbesondere durch die Arbeiten von Neftci (1982) und Hamilton (1989) in die Ökonometrie eingeführt. Beide betrachten allerdings keine Kursreihen, sondern makroökonomische Größen.

Die Abhängigkeit der Wechselkursänderungen vom nicht beobachtbaren Markov-Prozess ergibt sich aus der bedingten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Kursänderungen, definiert durch die bedingten Dichten  $f(r_t | s_t)$ , deren Existenz im Modell vorausgesetzt ist. Auf diese Weise lassen sich Phasen mit unterschiedlichen Verteilungseigenschaften identifizieren und Wahrscheinlichkeitsaussagen für die Renditenverteilung (die Volatilitätsparameter beinhaltend) für die nächste(n) Periode(n) erstellen. Die Schätzung erfolgt dabei iterativ: Auf Basis von der Modellspezifikation der Gleichungen (24) bis (26) lassen sich die Wahrscheinlichkeiten  $\{\Pr(s_t=i | \Phi_t)\}_{t=1,\dots,T}$ , d.h. die Wahrscheinlichkeiten für den Zustand  $i$  in der Periode  $t$  auf Basis der Informationsmenge  $\Phi_t$  bis zum gleichen Zeitpunkt, die so genannte Filterwahrscheinlichkeiten, errechnen.

Ausgehend von der Reihe der Filterwahrscheinlichkeiten lassen sich dann einerseits die ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $\{\Pr(s_{t+1}=i | \Phi_t)\}_{t=1,\dots,T}$ , also die prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für das Regime  $i$  in der jeweiligen Folgeperiode (auf Basis der jeweils aktuellen Informationsmenge  $\Phi_t$ ), oder die geglätteten Wahrscheinlichkeiten  $\{\Pr(s_t=i | \Phi_T)\}_{t=1,\dots,T}$ , also die Wahrscheinlichkeiten für das Regime  $i$  im Zeitpunkt  $t$  auf Basis sämtlicher in der gesamten Reihe enthaltenen Informationen  $\Phi_T$ , ermitteln.

Diese ermöglichen dann entweder unter Verwendung der ex-ante-Wahrscheinlichkeiten echte Prognosen für die Verteilungsparameter (und damit auch der Volatilität), die nur von der aktuellen Informationsmenge abhängen, oder eine ex post Analyse der Volatilität, die sämtliche in der Reihe enthaltenen Informationen berücksichtigt.

Damit zählen die Markov Switching- wie die GARCH-Modelle zu den flexibelsten Instrumenten zur Volatilitätsanalyse. Ein erster Freiheitsgrad besteht in der Wahl der Anzahl möglicher Regimes, auch wenn vor allem wegen der mit der Regimezahl sinkenden Konvergenzgeschwindigkeit überwiegend Modelle mit nur zwei Regimes verwendet werden. Kim/Nelson/Startz (1998) verwenden ein Modell mit drei Regimes für Aktienmärkte und Garcia/Perron (1996) ebenfalls ein Modell mit drei Regimes für Realzinsen. Für den Devisenmarkt verwenden Bollen, Gray/Whaley (1998) und Dewachter (1997, 2000) gar Modelle mit vier Regimes, um mögliche Regimeshifts für Erwartungswert und Varianz zu entkoppeln.

Eine zweite Variationsmöglichkeit besteht in der Wahl der bedingten Verteilung. Während üblicherweise Normalverteilungen verwendet werden (vgl. etwa Engel/Hamilton, 1990; Engel, 1994; Kähler/Marnet, 1994), finden sich

auch t-Verteilungen (Dewachter, 1995) und Lognormalverteilungen (Shyy, 1989).

Schließlich lässt sich das Modell auch noch durch die Einbeziehung exogener Variablen erweitern, die möglicherweise die Verteilungsparameter beeinflussen.

Eine wesentliche Schwäche des Markov Switching-Modells ist, dass mit dem Regimewechsel sämtliche Parameter der Verteilung, d.h. Erwartungswert und Varianz der Renditen, einem gleichzeitigen Regimewechsel unterworfen sind. Dies lässt sich nur dadurch umgehen, dass auf ein Modell mit mehr als zwei Regimes zurückgegriffen wird, was die Konvergenzeigenschaften verschlechtert, oder einige Parameter, beispielsweise der Erwartungswert, als konstant über sämtliche Regimes angenommen werden. Insbesondere für Wechselkurse ist jedoch unplausibel, dass ein Regime hoher Volatilität stets mit steigenden oder fallenden Kursen einhergehen soll (Dewachter, 1997, 2001; Klaassen, 2002). Dies führt zur Entwicklung der Markov Switching GARCH-Modelle, die die Eigenschaften von GARCH-Modellen und Markov Switching-Modellen kombinieren.

### 3. Markov Switching GARCH-Modelle

Während sich sowohl Modelle aus der Klasse der GARCH-Prozesse als auch Markov Switching-Modellen grundsätzlich eignen, um das stilisierte Faktum der Volatilitätscluster zu modellieren, also zunächst von ihrer Intention sehr ähnlich erscheinen, kann eine Kombination beider Modelle doch sinnvoll sein. Die empirische Literatur zeigt nämlich, dass Volatilitätsprognosen von GARCH-Modellen in Phasen hoher Volatilität zu hoch sind (Klaassen, 2002). In den Schätzergebnissen schlägt sich dies in hohen Werten der Summe der ARCH- und GARCH-Parameter  $\alpha + \beta$  (im GARCH(1,1)-Modell) nieder, die als Maß für die Persistenz von Volatilitätsschocks dienen können: Je näher diese Summe bei eins liegt, also der Grenze zur Nicht(-varianz-)stationarität der Reihe, desto höher ist die Persistenz, desto länger dauert es also, bis die Volatilität nach einem Schock abgeklungen ist. Diese Summe liegt für Wechselkursreihen (ebenso wie für Zinssätze und Aktienkurse) in der Regel nahe bei oder knapp über eins, so ermitteln beispielsweise Engle/Bollerslev (1986) für den CHF/USD-Kurs einen Wert von  $\alpha + \beta = 0,996$ . Auch die Ergebnisse in den Abschnitten zwei und drei der vorliegenden Arbeit führen zum

gleichen Ergebnis<sup>17</sup>. Diese ermittelte hohe Persistenz einzelner Schocks lässt sich möglicherweise auf die Existenz von Strukturbrüchen, hier auf Niveau-sprünge der Volatilität zurückführen (Lamoureux/Lastrapes, 1990; Ahrens, 1998; Timmermann, 2000)<sup>18</sup>.

Andererseits ist der durch GARCH-Modelle beschriebene Verlauf der Volatilität – plötzlicher, schockartiger Anstieg und anschließendes, langsames Abklingen – für die Modellierung der kurzfristigen Dynamik plausibel, insbesondere dann, wenn die Volatilitätscluster in Zusammenhang mit der Informationsverarbeitung gebracht werden: Mit dem Auftauchen neuer Informationen, die noch nicht alle Akteure erreichen, steigt die Volatilität schlagartig an und klingt mit zunehmendem Maße der Verarbeitung durch die Marktteilnehmer ab.

Neben der beschriebenen Strukturbruchproblematik besteht ein weiterer Grund dafür, die Volatilität nicht durch ein MSM mit zwei Regimes zu modellieren, in der erforderlichen Trennung von Regimewechseln des Erwartungswertes und der Volatilität der betrachteten Prozesse. Benutzt man etwa ein einfaches Markov Switching-Modell mit zwei Regimes und jeweils regimeabhängigen Erwartungswerten und Varianzen, wie es u.a. Engel/Hamilton (1990) und Engel (1994) verwenden, ergeben sich grundsätzlich Probleme dadurch, dass die Regimewechsel für Erwartungswert und Volatilität verknüpft sind, d.h. jeweils gleichzeitig stattfinden (siehe die Diskussion in B.III.2.). Es ist jedoch insbesondere für Devisenmärkte (im Gegensatz zu Aktienmärkten, wo diese Verknüpfung wegen des Leverage-Effektes sinnvoll erscheinen mag, vgl. Nelson, 1991) nicht plausibel, weshalb Auf- und Abwärtstrends, wie sie durch eine Niveauverschiebung des Erwartungswertes charakterisiert werden, stets mit einem Sprung von einem niedrigen auf ein höheres Volatilitätsniveau (oder umgekehrt) einhergehen sollten. Somit führt die Verwendung des einfachen Markov Switching-Modells mit zwei Regimes dazu, dass die geschätzten Regimewechsel eher die stärker ausgeprägten Volatilitätscluster abbilden als eine Änderung des Erwartungswertes und zusätzlich die Volatilität verzerrt schätzen, da Trendwechsel möglicherweise als nicht zu unterschiedlichen (Volatilitäts-)Regimes gehörig identifiziert werden (Dewachter 1997, 2000). Dieses Problem lässt sich zwar durch die separate Modellierung der Prozesse für

---

<sup>17</sup> Dies führt zum Integrated GARCH- oder IGARCH-Modell, vgl. Engle und Bollerslev (1986), das im Rahmen dieser Arbeit nicht von Interesse ist und daher hier auch nicht weiter diskutiert wird.

<sup>18</sup> Vergleiche in diesem Zusammenhang die ähnliche Problematik, mittels Einheitswurzeltests stationäre von nichtstationären Reihen zu unterscheiden, wenn diese Strukturbrüche aufweisen (siehe dazu exemplarisch Perron, 1989).

Erwartungswert und Varianz beheben (Dewachter, 1997, 2000), jedoch führt dieses Vorgehen zu einem Markov Switching-Modell mit insgesamt vier Regimes und damit verbunden zu einer höheren Anzahl zu schätzender Parameter, sofern nicht Restriktionen eingeführt werden.

Schließlich mag auch ein Wechsel der Volatilität der Renditereihen selber explizites Ziel der Modellierung sein (wie im Abschnitt E. dieser Arbeit). Es erscheint also sinnvoll, GARCH- und Markov Switching-Modelle miteinander zu verknüpfen. Diese Verknüpfung folgt im Wesentlichen der Modellierung eines Markov Switching-Modells, wie es bereits in Gleichung (24) bis (26) beschrieben wurde. Jedoch wird dort die konstante bedingte Varianz durch eine zeitvariable Varianz gemäß einer GARCH-Spezifikation, wie sie in Abschnitt B.III.1. vorgestellt wurde ersetzt.

Das Modell wird also zu<sup>19</sup>:

$$(27) \quad r_t = \begin{cases} \mu_1 + \varepsilon_t \\ \mu_2 + \varepsilon_t \end{cases}$$

mit  $\varepsilon_t | s_t \sim N(0, \sigma_t^2)$

Unterschiede ergeben sich hinsichtlich der Spezifikation der bedingten Varianz  $\sigma_t^2$ . Als einfachste denkbare Möglichkeit bietet sich die direkte Verwendung der bedingten Varianz des GARCH-Modells, Gleichung (16'). Auch hier wird zur Vereinfachung ein GARCH(1,1)-Modell betrachtet) an:

$$(28) \quad \sigma_t^2 = \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} \cdot \sigma_{t-1}^2$$

Die Parameter  $\omega_{s_t}, \alpha_{s_t}, \beta_{s_t}$  sind dabei in ihrer Bedeutung analog zum regimeunabhängigen GARCH-Modell (16') zu verstehen, allerdings je nach herrschendem Regime unterschiedlich. Damit ist dieses Modell hinsichtlich der Modellierung der Dynamik der Reihe sehr flexibel. Bedarfsweise kann dieses noch durch zusätzliche Restriktionen an die konkrete Fragestellung angepasst werden, beispielsweise indem die Restriktionen  $\alpha_1 = \alpha_2$  und  $\beta_1 = \beta_2$  ein-

---

<sup>19</sup> Hier wird von einem einfachen Modell ausgegangen, in dem der Erwartungswert des Prozesses einem Random Walk mit Drift folgt. Dies erscheint ausreichend, da hier lediglich auf die Modellierung des Varianzprozesses abgestellt wird. Es ist aber leicht möglich, den bedingten Erwartungswert an vorliegende Fragestellungen anzupassen, ohne dass sich die folgenden Aussagen wesentlich ändern.

geführt werden, beide Regime sich also lediglich durch eine Niveauverschiebung der Volatilität unterscheiden. In Gleichung (28) ist die Darstellung des Terms  $\varepsilon_{t-1}^2$  als Abweichung der Rendite von ihrem Erwartungswert unproblematisch und gegeben durch:

$$(29) \quad \varepsilon_{t-1}^2 = (r_{t-1} - E[r_{t-1} | \Phi_{t-2}])^2$$

$$= \left( r_{t-1} - \left[ P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-2}) \cdot \mu_1 + \underbrace{P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-2})}_{=1-P(s_{t-1}=1|\Phi_{t-2})} \cdot \mu_2 \right] \right)^2$$

Dabei bezeichnet  $\Phi_t$  wiederum den Informationsstand zum Zeitpunkt  $t$ .

Im Gegensatz zu  $\varepsilon_{t-1}^2$  bereitet der Term  $\sigma_{t-1}^2$  in der praktischen Umsetzung erhebliche Schwierigkeiten. Ursache ist das Problem der Pfadabhängigkeit (Cai, 1994; Hamilton/Susmel, 1994; Gray, 1996a; Klaassen, 2002): Die heutige bedingte Varianz  $\sigma_t^2$  hängt ab von  $\varepsilon_{t-1}^2$  und  $\sigma_{t-1}^2$ . Letzterer Term wiederum hängt ab von  $\varepsilon_{t-2}^2$  und  $\sigma_{t-2}^2$  usw. Da die  $\sigma_1^2$  bis  $\sigma_t^2$  aber auch jeweils vom entsprechenden Regime des gleichen Zeitpunktes abhängen, ergibt sich insgesamt eine Abhängigkeit der bedingten Volatilität  $\sigma_t^2$  vom gesamten Regimepfad  $s_1, \dots, s_t$ . Die Anzahl möglicher Regimepfade wächst nun jedoch exponentiell in  $t$ , so dass die Berücksichtigung sämtlicher Regimepfade durch Ausintegrieren schon bei kürzeren Reihen in der Praxis nicht mehr handhabbar und stattdessen ein anderes Vorgehen erforderlich ist.

Dieses Problem lässt sich durch den Verzicht darauf, den Term  $\sigma_{t-1}^2$  auszuintegrieren, umgehen. Dies kann entweder dadurch geschehen, dass das Modell von vornherein als ARCH-Modell behandelt wird, d.h. der gesamte Term  $\beta_{s_t} \sigma_{t-1}^2$  entfällt, oder indem das Ausintegrieren auf wenige Zeitpunkte der Vergangenheit (die den größten Einfluss auf das aktuelle Regime  $s_t$  haben<sup>20</sup>) beschränkt wird. Letzteres Vorgehen findet sich bei Cai (1994) und Hamilton/Susmel (1994).

Eine weitere, von Gray (1996a) vorgeschlagene Modellierung nutzt aus, dass das Markov Switching-Modell als Mischung von Verteilungen aufgefasst werden kann. Hier geht in Gleichung (28) die erwartete Volatilität auf Basis der ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $P(s_{t-2} | \Phi_{t-2})$  ein. Die erwartete Varianz kann

<sup>20</sup> Tatsächlich ist unmittelbar einsichtig, dass der Einfluss weiter zurückliegender Zeitpunkte um so größer ist, je höher die Persistenz der Regimes ist, d.h. je größer die Werte für  $p_{11}$  bzw.  $p_{22}$  sind.

dann als der mit diesen Wahrscheinlichkeiten gewogene Durchschnitt der Varianzen in Regime 1 und 2 aufgefasst werden. Somit ergibt sich unter Anwendung des Verschiebungssatzes von Steiner  $\sigma_{t-1}^2$  durch:

$$\begin{aligned}
 \sigma_{t-1}^2 &= E[r_{t-1}^2 | \Phi_{t-2}] - E[r_{t-1} | \Phi_{t-2}]^2 \\
 (30) \quad &= P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-2}) \cdot (\mu_1^2 + \sigma_{1,t-1}^2) \\
 &\quad + P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-2}) \cdot (\mu_2^2 + \sigma_{2,t-1}^2) \\
 &\quad - [P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-2}) \cdot \mu_1 + P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-2}) \cdot \mu_2]^2
 \end{aligned}$$

Darüber hinaus schlägt Klaassen (2002) vor, die ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $P(s_{t-1} | \Phi_{t-2})$  durch die entsprechenden Filterwahrscheinlichkeiten  $P(s_{t-1} | \Phi_{t-1})$  zu ersetzen, um möglichst viele verfügbare Informationen in die Schätzung von  $\sigma_{t-1}^2$  eingehen zu lassen<sup>21</sup>. Somit werden (29) und (30) zu:

$$\begin{aligned}
 (29') \quad \varepsilon_{t-1}^2 &= (r_{t-1} - [P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-1}) \cdot \mu_1 + P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-1}) \cdot \mu_2])^2 \\
 \text{und}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (30') \quad \sigma_{t-1}^2 &= P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-1}) \cdot (\mu_1^2 + \sigma_{1,t-1}^2) \\
 &\quad + P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-1}) \cdot (\mu_2^2 + \sigma_{2,t-1}^2) \\
 &\quad - [P(s_{t-1} = 1 | \Phi_{t-1}) \cdot \mu_1 + P(s_{t-1} = 2 | \Phi_{t-1}) \cdot \mu_2]^2
 \end{aligned}$$

Das Markov Switching-GARCH-Modell stellt eine sehr flexible Technik dar, die es erlaubt, Regimewechsel endogen aus den Daten zu schätzen. Somit bietet sich ihr Einsatz immer dann an, wenn der Verdacht auf Strukturbrüche in der Dynamik der Wechselkursvolatilität besteht, ohne dass deren Zeitpunkt ex ante genau determiniert wäre.

Eine Darstellung der verwendeten Algorithmen zur Schätzung findet sich, um den Überblickscharakter dieses Abschnittes zu wahren, in Abschnitt E.II.,

---

<sup>21</sup> Als weiteres Argument führt Klaassen an, dass dies Mehrperiodenprognosen für die Volatilität erleichtere (Klaassen, 2002, S. 367). Dies spielt im vorliegenden Zusammenhang jedoch keine Rolle. Klaassen selber schätzt jedoch den Einfluss dieser Maßnahme auf die Schätzung als sehr gering ein, vgl. Klaassen, 2002. Daher wird bei der Anwendung von Markov Switching GARCH-Modellen in Abschnitt E auf die Spezifikation von Gray (1996a) gemäß Gleichung (30) zurückgegriffen.



wo das Markov Switching GARCH-Modell einer praktischen Anwendung unterzogen wird.

#### IV. Fazit

Zur Analyse der Wechselkursvolatilität steht eine große Anzahl unterschiedlicher Verfahren zur Verfügung, ohne dass hier Anspruch auf Vollständigkeit erhoben würde. Diese lassen sich auf vielfältige Weise systematisieren. Hier wurde nach Intervallmaßen, die eine Maßzahl für ein Zeitintervall liefern und stochastischen Prozessen, die für jeden Zeitpunkt des Beobachtungszeitraumes eine Maßzahl liefern, unterschieden. Beide Gruppen finden in der empirischen Literatur breite Verwendung. Dabei lässt sich eine zeitliche Entwicklung von klassischen Intervallmaßen wie der Varianz der Renditen oder Spannweitenschätzern hin zu stochastischen Prozessen beobachten. Erst in jüngster Zeit hat durch die Verfügbarkeit hochfrequenter Daten mit der realisierten Volatilität eine Maßzahl an Bedeutung gewonnen, die im weiteren Sinne den Intervallmaßen zuzurechnen ist.

Welches Maß für empirische Anwendungen Verwendung findet hängt von mehreren Faktoren ab. Eine erste Restriktion bildet die Datenverfügbarkeit, also etwa Tagestiefst- und Höchstkurse, Eröffnungs- und Schlusskurse für die Verwendung von Spannweitenschätzern oder Hochfrequenzdaten für die realisierte Volatilität. Weiterhin ist die bei Intervallmaßen unvermeidliche Datenreduktion – für jedes Intervall wird nur eine Volatilitätsmaßzahl ermittelt – bei lediglich kurzen zur Verfügung stehenden Reihen möglicherweise problematisch. Schließlich ist auch die Zielsetzung der Anwendung zu berücksichtigen. Intervallmaße sind eher bei deskriptiven Fragestellungen, wie auch in der vorliegenden Fragestellung, sinnvoll einzusetzen. Für Volatilitätsprognosen<sup>22</sup> taugen sie ohne zusätzliche Annahmen nur sehr eingeschränkt, da zwischen aufeinander folgenden Intervallen ja kein funktionaler Zusammenhang aufgestellt wird. Dagegen erscheinen stochastische Prozesse für Volatilitätsprognosen deutlich besser geeignet zu sein, da sie explizit auf die bedingte Varianz (im Gegensatz zur unbedingten Varianz) des Prozesses abzielen.

Im Falle rein deskriptiver Anwendungen, wie dies auf die vorliegende Arbeit zutrifft, haben dagegen auch Intervallmaße ihre Berechtigung und können im Gegenzug durch ihre Einfachheit überzeugen, d.h. es besteht eine geringe

---

<sup>22</sup> Einen umfassenden Überblick zur Volatilitäts*prognose*, die wie bereits erwähnt nicht Gegenstand dieser Arbeit ist, liefern bspw. Knight/Satchell (1998) oder Poon/Granger (2003).

re Unsicherheit hinsichtlich des Risikos einer Fehlspezifikation. Beispielsweise ist bekannt, dass die Parameterschätzungen für GARCH-Modelle beim Auftreten von Strukturbrüchen möglicherweise eine zu hohe Persistenz von Volatilitätsschocks implizieren (Klaassen, 2002), während andererseits die Schätzung von kontinuierlichen Renditeprozessen (Diffusionsmodelle) durch GARCH-Modelle zumindest für den Bereich der deskriptiven Analyse noch zufrieden stellende Volatilitätsschätzungen ergibt (Nelson, 1992; Foster/Nelson, 1995).

In den folgenden Abschnitten werden aufgrund der Fragestellung – inwiefern sich langfristige Änderungen in der Wechselkursvolatilität erkennen lassen – überwiegend die vorgestellten Intervallmaße verwendet. Daneben werden jedoch auch dynamische Volatilitätskennziffern verwendet. Im abschließenden Abschnitt E. schließlich findet sich eine Anwendung von Markov Switching GARCH-Modellen, um den Einfluss von Änderungen des Wechselkursregimes bzw. alleine deren Möglichkeit auf die Volatilität der Kurse zu analysieren.

## **C. Die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität: Flexible Wechselkurse**

### **I. Einführung**

Das Auftreten starker Kursschwankungen auf den internationalen Finanzmärkten hat in den vergangenen Jahren zu einer Flut von Reformvorschlägen für das internationale Finanzsystem geführt (vgl. Eichengreen, 1999; Rogoff, 1999; Kenen, 2000; Frenkel/Menkhoﬀ, 2000). Ziel dieser Vorschläge ist dabei vor allem, die Stabilität internationaler Finanzmärkte zu erhöhen und negative Wirkungen, die von Finanzmarktinstabilitäten auf die Realwirtschaft ausgehen können, zu verringern. Besondere Bedeutung gerade im Kontext zunehmender internationaler Wirtschaftsverflechtungen spielt dabei das Verhalten von (flexiblen) Wechselkursen, von denen möglicherweise destabilisierende Wirkungen ausgehen können. Während hierbei jedoch eine ausgiebige Diskussion um die Folgen steigender Wechselkursvolatilität geführt wird, gibt es vergleichsweise wenige empirische Arbeiten, die langfristige Entwicklungstendenzen der Volatilität flexibler Wechselkurse untersuchen. Im folgenden Abschnitt soll daher die Frage im Vordergrund stehen, ob es seit der Einführung flexibler Wechselkurse im Gefolge des Zusammenbruchs des Systems von Bretton Woods tatsächlich zu einer langfristigen Zunahme der Wechselkursvolatilität gekommen ist und ob hier gegebenenfalls eine gleichmäßige Zunahme über den gesamten Zeitraum die Entwicklung am besten beschreibt, oder ob sie eher in abrupten Sprüngen verläuft, was auf Strukturbrüche zurückzuführen wäre.

Der heutige Forschungsstand zur Wechselkursvolatilität wurde stark von Flood/Rose (1995, 1999) beeinflusst, die zeigen, dass Wechselkursvolatilität nicht in eindeutiger Verbindung zur Volatilität relevanter makroökonomischer Daten steht (eine neuere Untersuchung zu dieser so genannten „disconnection“-Problematik ist etwa Devereux/Engel, 2002). Einen weit größeren Einfluss scheint das gewählte Wechselkursregime auf die Volatilität auszuüben: Die Volatilität von Wechselkursen ist nach der Einführung flexibler Wechselkurse erheblich angestiegen, während sich für die Volatilität makroökonomischer Daten keine analoge Entwicklung feststellen lässt. Dieses Ergebnis deckt sich auch mit Untersuchungen, die bspw. die Wechselkursvolatilität vor und nach der Errichtung des Europäischen Währungssystems (EWS, siehe dazu auch Abschnitt D.) vergleichen (vgl. Hughes Hallett/Anthony, 1997).

Daraus ist jedoch nicht zu schlussfolgern, dass es keinerlei Beziehung zwischen Wechselkursen und Fundamentaldaten gibt. Gerade auf längere Sicht vermögen sie zumindest tendenziell Wechselkursbewegungen zu erklären (vgl. etwa MacDonald/Taylor, 1993; Rogoff, 1996). Gleichzeitig scheint der Einfluss aber gerade auf die lange Frist beschränkt zu sein, zum Verständnis kurzfristiger Bewegungen besteht – neben dem Einfluss von Fundamentaldaten – Bedarf für weitere Erklärungsansätze (Frankel/Rose, 1995; Taylor, 1995; Flood/Taylor, 1996). Weiterhin scheint die Empirie zu bestätigen, dass der Zusammenhang zwischen Wechselkursen und makroökonomischen Daten möglicherweise nicht linear ist: Ihre Wirkung zeigt Schwankungen im Zeitablauf (vgl. Wolff, 1987, Schinasi/Swamy, 1989; Frydman/Goldberg, 2001; Frömmel/MacDonald/Menkhoff, 2005).

Alle diese Ergebnisse lassen darauf schließen, dass es Kräfte geben könnte, die abseits von makroökonomischen Größen die Wechselkursvolatilität beeinflussen können. Deren Ursache liegt möglicherweise in mikroökonomischen Merkmalen von Devisenmärkten begründet. Als Beispiele seien hier etwa genannt die Anwendung technischer Analyse (Taylor/Allen, 1992; für Deutschland Menkhoff, 1997), verschiedene Formen von Noise Trading (Menkhoff, 1998), Herdenverhalten (Scharfstein/Stein, 1990; für einen Überblick siehe Hirshleifer/Teoh, 2003; Lütje/Menkhoff, 2004), kurzfristige Informationsvorteile (Ito/Lyons/Melvin, 1998) oder psychologische Einflüsse (Cheung/Wong, 2000). Zum Teil stehen die genannten Probleme im Zusammenhang mit der zunehmenden Bedeutung institutioneller Investoren (Menkhoff, 2002). Jedoch wird – mit Ausnahme von Carlson/Osler (2000) – in der Regel kein direkter Bezug zur Volatilität hergestellt. Im Gegenteil gibt es auch Gründe, die für eine sinkende Volatilität auf Devisenmärkten sprechen können: Das stetig und erheblich gestiegene Volumen des Devisenhandels sollte zu einer Dämpfung von Wechselkursbewegungen und damit zu einer Reduktion der Wechselkursvolatilität (vgl. zum Einfluss des Handelsvolumens auf die Aktienkursvolatilität Lauterbach/Ungar, 1997) geführt haben. So ermitteln Menkhoff/Tolksdorf (1998, S. 159ff.) auf Basis von Daten der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich für den Zeitraum von 1970 bis 1995, der mit demjenigen (1973-1998) der vorliegenden Untersuchung vergleichbar ist, einen Anstieg des Devisenhandelsvolumens auf grob das 70-fache, weisen aber gleichzeitig darauf hin, dass das Ergebnis einer geringeren Volatilität aufgrund höherer Handelsvolumina zumindest strittig ist.

Nachdem sich also sowohl ein Anstieg als auch ein Rückgang der Volatilität auf Devisenmärkten aus den genannten Überlegungen begründen lässt, bleibt es der Empirie als Aufgabe überlassen, tendenzielle Änderungen in der Schwankungsintensität zu beurteilen.

Die empirischen Ergebnisse dieses Abschnittes zeigen, dass die Hypothese gestiegener Wechselkursvolatilität nicht per se zurückgewiesen werden kann. Jedoch spielt die genaue begriffliche Abgrenzung eine erhebliche Rolle. Während die Volatilität des Gesamtmarktes sichtbar gestiegen ist, zeigt sich gleichzeitig, dass dieses Ergebnis weder für sämtliche Einzelwährungen, noch für alle Teilzeiträume Gültigkeit hat.

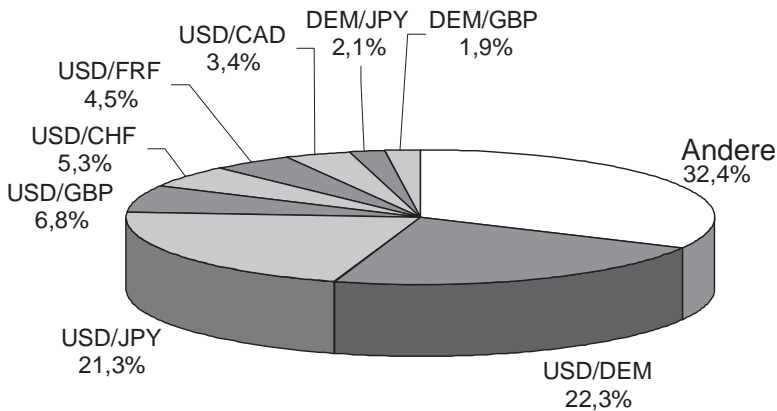
In einigen Fällen ist der Volatilitätsanstieg auf einmalige Strukturbrüche zurückzuführen. Dies lässt sich dahingehend interpretieren, dass hier eher makro-ökonomische Veränderungen wirken, während anzunehmen ist, dass etwa der allmähliche Anstieg des Handelsvolumens vielmehr zu einer ebenso gleichmäßigen Änderung der Kursschwankungen führt.

Für diesen Abschnitt erscheint somit folgendes Vorgehen angemessen: Abschnitt C.II. beschreibt die Daten und die Untersuchungsmethodik, insbesondere die Auswahl geeigneter Volatilitätsmaße, wobei hier auf Abschnitt B. zurückgegriffen wird. Abschnitt C.III. stellt die empirischen Ergebnisse einer parametrischen und nichtparametrischen Trendanalyse dar, die auch eine Untersuchung auf Strukturbrüche umfasst. Abschnitt C.IV. erweitert die Analyse um eine Volatilitätszerlegung in die Volatilität des Gesamtmarktes und eine Komponente, die die Schwankungen der Einzelkurse abbildet, während C.V. mit einem Fazit diesen Abschnitt beschließt.

## II. Daten und Methoden

Die Untersuchung umfasst diejenigen acht flexiblen Wechselkurse, die im Jahr 1992 den höchsten Devisenhandelsumsatz verzeichneten. Seit 1993 stellt die Bank für Internationalen Zahlungsausgleich im Abstand von jeweils drei Jahren ihren detaillierten „Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity“ (BIZ, 1993, 1996, 1999) zur Verfügung, in dem unter anderem die Devisenhandelsumsätze nach Wechselkursen veröffentlicht werden, an denen sich die relative Bedeutung einzelner Wechselkursrelationen für den Gesamtmarkt erkennen lässt. Die Wahl des in BIZ (1993) beschriebenen Jahres 1992 stellt dabei eine repräsentative Bezugsgröße dar. Es zeigt sich nämlich, dass in den folgenden Jahren bis zur Einführung des Euro, mit dem die vorliegende Untersuchung ohnehin endet, nur geringfügige Änderungen zu verzeichnen waren. Somit erscheint auch für die Wahl gewichteter Wechselkurskörbe die Beschränkung auf lediglich ein Basisjahr ohne Berücksichtigung der geringen Änderungen der Anteile am Handelsvolumen vertretbar, zumal die Ergebnisse für die Körbe offensichtlich gegenüber Variationen der Gewichte einzelner Wechselkurse weitgehend robust sind.

Bei den Kursdaten handelt es sich um die börsentäglich um 13:00 Uhr von der Deutschen Bundesbank ermittelten täglichen amtlichen Kassa-Mittelkurse gegenüber der ehemaligen Deutschen Mark an der Frankfurter Börse, wie sie in der Devisenkursstatistik der Deutschen Bundesbank aufgeführt wurden. Die Daten umfassen einen Zeitraum vom 2. April 1973 bis zum 30. Dezember 1998. Berücksichtigt wurden (ISO-Währungscode in Klammern) die bilateralen Wechselkurse (jeweils gegenüber der Deutschen Mark) des US-Dollar (USD), des Japanischen Yen (JPY), des Britischen Pfundes (GBP), des Schweizer Franken (CHF), des Französischen Franc (FRF) und des Kanadischen Dollar (CAD). Der etwa fünfundzwanzigjährige Untersuchungszeitraum umfasst insgesamt 6.448 Datenpunkte. Da die Deutsche Bundesbank ihre Referenzkurse nur jeweils gegenüber der Deutschen Mark angegeben hat, ist es ferner erforderlich, die benötigten Kurse gegen andere Währungen als Cross-rates zu ermitteln. Somit finden in der Untersuchung folgende Kurse Verwendung: USD/DEM, USD/JPY, USD/GBP, USD/CHF, USD/FRF, USD/CAD, DEM/JPY und DEM/GBP. Abbildung 2 zeigt beispielhaft für das Jahr 1995, dass die acht verwendeten bilateralen Wechselkurse mehr als zwei Drittel des gesamten Welthandelsumsatzes abdecken.



Quelle: BIZ (1996), Tabelle F-4, eigene Darstellung

Abbildung 2: Anteile der wichtigsten Wechselkurse am  
Weltdevisenhandelsumsatz im Jahr 1995

Da neben einer Untersuchung für die Einzelmärkte auch eine Bewertung der Volatilität des Gesamtdevisenmarktes gewünscht wird, ist es ferner erforderlich, aus den bilateralen Wechselkursen einen Index für den Gesamtmarkt zu berechnen. Aus diesem Grund werden zwei synthetische Körbe (b) von Wechselkursen ermittelt:

$$(31) \quad b_t = \sum_{j=1}^8 w_j \cdot \frac{s_{t,j}}{s_{1,j}}$$

wobei die  $s_{t,j}$  die acht bilateralen Wechselkurse repräsentieren. Durch die Division durch den ersten Wert  $s_{1,j}$  des Untersuchungszeitraums bilden diese jeweils einen Index. Dies stellt sicher, dass die Gewichte der einzelnen Kurse nicht von ihren (Anfangs-)Niveaus abhängen. Die jeweiligen Gewichte  $w_j$  unterscheiden sich in beiden Körben: Im Korb 1 entsprechen die Gewichte dem jeweiligen Anteil des Kurses am Umsatz sämtlicher im Korb enthaltener Wechselkurse gemäß den Daten der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (siehe Abbildung 2). Hierbei wurde vereinfachend ausschließlich auf die Umsätze des Jahres 1992 zurückgegriffen (BIZ, 1993), weil in den darauf folgenden Berichten (BIZ, 1996, 1999) lediglich geringfügig geänderte Gewichte ausgewiesen wurden. Um eine Vorstellung über die Sensitivität der Ergebnisse auf die Auswahl der Gewichte zu erhalten, wurden im Korb 2 sämtliche bilateralen Kurse gleich gewichtet. Letztlich zeigt sich dabei, dass die Ergebnisse gegenüber der Festlegung der Gewichte robust sind.

Die eigentliche Untersuchung der langfristigen Entwicklung der Wechselkursvolatilität erfolgt in fünf Schritten:

1. Da anhand herkömmlicher Einheitswurzeltests die Nullhypothese der Nichtstationarität mit Ausnahme des DEM/GBP-Kurses für die vorliegenden Kursreihen nicht verworfen werden kann<sup>1</sup>, während die Tests indizieren, dass die Reihen der Differenzen stationär sind (siehe dazu die Ergebnisse in Tabelle 1, die Ergebnisse für die Differenzen werden hier

---

<sup>1</sup> Grundsätzlich muss die Verwendung von Einheitswurzeltests skeptisch betrachtet werden. Gerade bei langen Zeitreihen, die hier eine Spanne von etwa fünfundzwanzig Jahren umfassen, ist das Auftreten von Strukturbrüchen wahrscheinlich. In deren Gegenwart neigen Einheitswurzeltests jedoch dazu, Reihen als nichtstationär zu kennzeichnen. Vgl. dazu die Diskussion in Perron (1989). Jedoch kann der Integrationsgrad 1 als stilisiertes Faktum von Finanzmarktreihen angesehen werden (de Vries, 1994, S. 350).

nicht angegeben), werden aus den Kursreihen die Reihen der Wechselkursrenditen ( $r_t = \ln(e_t) - \ln(e_{t-1})$ ) ermittelt.

Tabelle 1

**Einheitswurzeltests für die Niveaus der verwendeten Wechselkurse**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
a) Konstante					
ADF-test	-1,877	-0,884	-2,042	-1,946	-1,445
b) Konstante und Trend					
ADF-Test	-2,064	-1,867	-1,895	-2,443	-1,495
<hr/>					
	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1	Korb 2
a) Konstante					
ADF-Test	-0,776	-1,023	-4,572***	-1,270	-1,258
b) Konstante und Trend					
ADF-test	-1,477	-2,986	-4,090***	-1,894	-1,825

Angegeben ist die Teststatistik des Augmented-Dickey-Fuller-Tests (Dickey und Fuller, 1979). Kritische Werte nach McKinnon (1991). Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %. Für sämtliche Differenzen der Reihen wird die Nullhypothese deutlich verworfen, diese Ergebnisse werden hier nicht gezeigt.

- Da teilweise Intervallmaße (vgl. dazu die Diskussion in Abschnitt B.II.) verwendet werden, sind nicht überlappende Intervalle auszuwählen, innerhalb derer die Volatilität ermittelt wird. Während üblicherweise kalendarische Zeiträume verwendet werden – hier würde sich etwa die Auswahl eines Monats oder Quartals anbieten – wird in der vorliegenden Untersuchung auf Intervalle mit gleicher Anzahl von Beobachtungen zurückgegriffen. Dies vermeidet Verzerrungen durch eine unterschiedliche Anzahl von Handelstagen je Periode durch unterschiedliche Monatslängen und Feiertage. Dabei sollten die Zeiträume so lang sein, dass die Anzahl der Beobachtungen je Intervall ausreichend groß ist, andererseits sollten sie so kurz sein, dass der Gesamtzeitraum in möglichst viele Teilintervalle zerfällt, um für dessen Beurteilung eine hinreichend große Anzahl an Observationen zu erhalten. Dieses Vorgehen reflektiert *„a desire to balance the statistical power obtained with a large sample from a stationary process against potential problems caused by any nonconstancy*



of the  $\beta_i$ “ (Fama/MacBeth, 1973, S. 617, dort allerdings für rollierende Schätzungen formuliert, was aber nichts an der Grundproblematik ändert). Daher wurde auf eine Intervalllänge von sechzig (Handels-) Tagen, also etwa drei Monaten, zurückgegriffen. Das letzte Intervall, vom 19. November 1998 bis zum 30. Dezember 1998, wurde dabei vernachlässigt, da es weniger als sechzig Beobachtungen enthält. Es gehen also insgesamt noch 6.420 Tagesdaten in die Untersuchung ein, die dann zu 107 Intervallen für die Schätzungen führen. Außerdem wurde, um den Einfluss der Intervalllänge auf das Gesamtergebnis zu beurteilen, diese variiert. Jedoch brachten Intervalle von 30 (ca. eineinhalb Monate) und 120 Handelstagen (ca. sechs Monate) keine substantiellen Unterschiede in den Ergebnissen. Auch eine Verschiebung der Intervalle um 10, 20 und 30 Handelstage führt zu keinen wesentlichen Änderungen der Resultate. Die Ergebnisse scheinen somit gegenüber der genauen Festlegung der Teilperioden robust zu sein, so dass hier lediglich auf die Ergebnisse mit dem Standardintervall von sechzig Tagen zurückgegriffen wird.

3. Für diese Intervalle werden nun verschiedene Volatilitätsmaße geschätzt. Wie in Abschnitt B. bereits diskutiert wurde, gibt es eine große Anzahl alternativer Maße, die unterschiedliche Stärken und Schwächen aufweisen. Aus diesem Grund wird nicht einer Maßzahl der Vorzug gegeben, sondern es werden diverse Volatilitätsmaße verwendet:
  - Die Varianz der Renditen je Intervall findet Verwendung, weil es sich um ein Standardmaß handelt, welches in der Literatur weite Verbreitung gefunden hat. Da es allerdings nur für normalverteilte Renditen unkritisch ist (Poon/Granger, 2003) und ferner als quadratisches Maß sensibel auf Ausreißer reagiert – diesem Problem ist wegen der kurzen Intervalllängen besondere Aufmerksamkeit zu widmen – erscheint eine Ergänzung durch weitere Maßzahlen sinnvoll.
  - Daher wird als weiteres Maß ein Spannweitenschätzer verwendet. Da hier jedoch lediglich auf trendmäßige Änderungen der Varianz abgestellt wird, wird eine vereinfachte Version von Parkinsons (1980) Schätzer genutzt. Das hier verwendete Maß  $\sigma_{HL}$  berechnet sich auf sehr einfache Weise als Abstand zwischen der höchsten ( $\max(r_t)$ ) und der niedrigsten Rendite ( $\min(r_t)$ ) eines Intervalls<sup>2</sup>:

---

<sup>2</sup> Die Berechnung stellt also auf die Volatilität der Renditen, nicht der Kurse ab.

$$(32) \quad \sigma_{HL} = \max(r_t) - \min(r_t)$$

Diese Maßzahl  $\sigma_{HL}$  ergibt sich aus Parkinsons Originalschätzer  $\hat{\sigma}_p$  für die Standardabweichung, der in Abschnitt B.II.2. vorgestellt wurde, durch die Multiplikation mit einem Skalar:

$$(33) \quad \sigma_{HL} = \sqrt{4 \cdot \ln 2 \cdot \hat{\sigma}_p^2} = \sqrt{4 \cdot \ln 2} \cdot \hat{\sigma}_p^2$$

Somit sind Trendaussagen, die auf  $\sigma_{HL}$  und auf  $\hat{\sigma}_p$  beruhen, äquivalent.

- Für das dritte Volatilitätsmaß wird hingegen auf GARCH-Prozesse zurückgegriffen, um möglichen Volatilitätsclustern Rechnung zu tragen. Dazu findet das GJR-Modell (Glosten/Jagannathan/Runkle, 1993, vgl. Abschnitt B.III.1.) Verwendung, da es asymmetrische GARCH-Effekte erlaubt und im Gegensatz zum einfachen GARCH-Modell von Bollerslev (1986) das allgemeinere Modell darstellt. Jedoch wird für jeden Wechselkurs mit Hilfe des Schwartz-Informationskriteriums entschieden, ob das GJR-Modell, welches asymmetrische GARCH-Effekte erfasst, an Stelle des einfachen GARCH-Modells eingesetzt wird. Tatsächlich ist dies nur für den USD/CAD- und den USD/CHF-Kurs der Fall. Für alle weiteren Kurse findet dagegen das einfache GARCH-Modell Verwendung. Likelihood-Quotiententests, deren Ergebnisse in Tabelle 2 nicht dargestellt werden, zeigen sogar, dass für keinen der untersuchten Kurse das GJR-Modell einen signifikant höheren Erklärungsbeitrag liefert. Unabhängig davon werden Modelle der Ordnung (1,1) verwendet, da diese Ordnung für die Beschreibung von Finanzmarktprozessen im Allgemeinen als angemessen betrachtet wird (vgl. beispielsweise Bollerslev et al., 1992). Die Ergebnisse der GARCH-Schätzungen und der Modellauswahl finden sich in Tabelle 2 und decken sich mit den bekannten Eigenschaften von Wechselkurszeitreihen: Die Durbin-Watson-Statistik indiziert keine verbleibende signifikante Autokorrelation bei der Betrachtung von Renditen, und die Persistenz der Volatilitätsschocks ist sehr hoch, die Summe der Koeffizienten  $\beta$  und  $\gamma$  liegt in der Nähe von eins (vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt B.). Für die beiden Wechselkurskörbe liegt die Summe sogar knapp über eins und impliziert damit einen dauerhaften Anstieg der bedingten Varianz.

Tabelle 2

**Schätzergebnisse für GARCH- bzw. GJR-Modell  
und Vergleich der beiden Modelle**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
SIC <sup>1</sup> GARCH	<u>-7,270</u>	<u>-7,310</u>	<u>-7,459</u>	-7,003	<u>-7,344</u>
SIC <sup>1</sup> GJR	-7,269	-7,309	-7,459	<u>-7,003</u>	-7,343
$\alpha$	7,03E-7***	8,31E-7***	5,71E-7***	1,11E-6***	6,50E-7***
$\beta$	0,118***	0,110***	0,116***	0,133***	0,135***
$\gamma$	0,877***	0,882***	0,880***	0,877***	0,866***
$\delta^2$	--	--	--	-0,039***	--
DW	2,050	2,045	1,885	2,056	2,050
<hr/>					
	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1	Korb 2
SIC <sup>1</sup> GARCH	-9,051	-7,573	-7,915	-7,635	-8,107
SIC <sup>1</sup> GJR	-9,061	-7,571	-7,915	-7,634	-8,105
$\alpha$	1,15E-7***	6,30E-7***	9,57E-7***	1,95E-7***	9,45E-8***
$\beta$	0,046***	0,122***	0,147***	0,104***	0,103***
$\gamma$	0,902***	0,868***	0,828***	0,900***	0,903***
$\delta^2$	0,082***	--	--	--	--
DW	2,095	1,936	1,948	2,073	2,068

<sup>1</sup> SIC: Schwartz-Informationskriterium

<sup>2</sup> Der für das GJR-Modell charakteristische Parameter  $\delta$  wird nur für USD/CHF und USD/CAD, für die das GJR-Modell überlegen ist, angegeben. Für alle anderen Kurse finden sich nur die Koeffizienten für das einfache GARCH-Modell.

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %; DW: Durbin Watson Teststatistik für das ausgewählte Modell.

Der hohe Wert für  $\alpha+\beta$  ist wohl auf den für diese Reihen deutlichen Trend in der Volatilität zurückzuführen, der in der GARCH-Spezifikation nicht berücksichtigt wird. Obwohl aufgrund dessen und der Möglichkeit des Auftretens von Strukturbrüchen, vgl. Abschnitt C.III.3., die Ergebnisse der GARCH-Schätzungen mit einer gewissen Vorsicht betrachtet werden sollten, zeigen die späteren Ergebnisse, dass sie die gleichen Aussagen liefern wie die anderen Volatilitätsschätzer. Um die auf diese Weise ermittelten Varianzschätzer mit den oben beschriebenen Intervallmaßen vergleichbar zu machen, wird nun für die 107 ermittelten Intervalle jeweils die mittlere bedingte Varianz auf Basis des gewählten GARCH-Modells ermittelt. Jedoch wurden zu Vergleichszwecken und um sämtliche Informationen ohne Aggregation zu nutzen, sämtliche Untersuchungen auch mit der kompletten Reihe der bedingten Varianzen durchgeführt.

Als Ergebnis dieses Arbeitsschrittes stehen nun für jeden der acht bilateralen Wechselkurse und für die beiden synthetischen Körbe jeweils drei Reihen von Intervallmaßen (Varianz der Renditen, Spannweitenschätzer, mittlere bedingte Varianz), die jeweils 107 Beobachtungen umfassen, und jeweils die komplette Reihe bedingter Varianzen zur Verfügung.

4. Als vierter Schritt sind diese Reihen jeweils auf mögliche Trends zu untersuchen. Dazu findet zunächst für die Volatilitätsmaße der bilateralen Kurse ein parametrischer SUR-Ansatz (Seemingly Unrelated Regression) Anwendung:

$$(34) \quad \begin{pmatrix} y_{t,1} \\ \dots \\ y_{t,8} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ \dots \\ c_8 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 \\ \dots \\ a_8 \end{pmatrix} \cdot t + \begin{pmatrix} \epsilon_{t,1} \\ \dots \\ \epsilon_{t,8} \end{pmatrix}$$

wobei jede Zeile des Systems auf die Volatilität eines Kurses abstellt. beispielsweise enthält die erste Zeile die Ergebnisse für den DEM/USD-Kurs:  $y_{t,1}$  stellt dann das betrachtete Volatilitätsmaß dar,  $c_1$  ist eine Konstante,  $a_1$  ist der eigentliche Trendparameter, der die Abhängigkeit des Volatilitätsmaßes  $y_{t,1}$  vom Zeitparameter  $t$  abbildet und  $\epsilon_{t,1}$  eine Störgröße. Der SUR-Ansatz erlaubt, dass die Störgrößen der einzelnen Reihen zum gleichen Zeitpunkt miteinander korreliert sind, d.h.  $\text{corr}(\epsilon_{t,i}, \epsilon_{t,j})$  muss nicht zwangsläufig für jedes Paar  $i,j$  null sein, so dass die Parameterschätzungen im Vergleich zu einem univariaten Ansatz effizienter

sind. Diese Annahme erscheint sinnvoll, da anzunehmen ist, dass die Volatilität mehrerer, wenn auch nicht notwendigerweise aller Wechselkurse von den gleichen Einflüssen abhängt. Wenn dies auch nicht für alle Wechselkurse in gleichem Maße der Fall sein muss (was im Modell auch nicht gefordert ist), so ist dies doch alleine deswegen plausibel, weil sämtliche Wechselkurse den USD oder die DEM als eine der beiden beteiligten Währungen beinhalten.

Beim Test auf Trends in der Wechselkursvolatilität kommt dem Vektor, der die  $a_1$  bis  $a_8$  enthält, besondere Bedeutung zu. Eine Zunahme (Abnahme) der Volatilität des Wechselkurses  $j$  wird erkannt, wenn der entsprechende Koeffizient  $a_j$  positiv (negativ) ist. Ist er dagegen nicht signifikant von null verschieden, kann keine trendmäßige Änderung der Volatilität ausgemacht werden.

Für die Volatilität der beiden synthetischen Körbe ist hingegen eine univariate Regressionsgleichung ausreichend. Analog zur SUR-Schätzung für die Volatilität der bilateralen Kurse lautet die Schätzgleichung hier:

$$(35) \quad y_t = c + a \cdot t + \varepsilon_t$$

wobei wiederum  $y_t$  das betrachtete Volatilitätsmaß darstellt,  $c$  eine Konstante,  $a$  den Trend- und  $t$  den Zeitparameter und  $\varepsilon_t$  die Störgröße.

Da die Voraussetzungen für die Verwendung eines linearen Regressionsmodells offenbar nur eingeschränkt erfüllt sind (vgl. die Statistiken für die Regressionsresiduen in Tabelle 4, eine Diskussion findet sich in Abschnitt C.III.1.), wird die Methodik um einen nichtparametrischen Ansatz ergänzt. Hierzu wird ein Trendtest auf Basis eines nichtparametrischen Rangkorrelationskoeffizienten durchgeführt. Dabei wird die Korrelation zwischen den ermittelten Werten für die Volatilität und dem Zeitparameter gemessen. Ein signifikant positiver (negativer) Wert spricht dabei für einen Aufwärtstrend (Abwärtstrend). Dies dient dazu, die Ergebnisse aus den linearen Regressionsschätzungen zu verifizieren.

5. Schließlich bleibt zu untersuchen, ob die ermittelten Zu- bzw. Abnahmen in der Wechselkursvolatilität tatsächlich auf eine gleichmäßige Bewegung, also einen Trend, zurückzuführen sind oder ob möglicherweise ein diskreter Strukturbruch vorliegt. Zu diesem Zweck wird ein Test auf Basis von Quandt's Likelihood Ratio (QLR) durchgeführt. QLR ist hier definiert als das Supremum (sup) der Teststatistik aus Chows Strukturbruchtest (Chow, 1960) über der Menge möglicher Punkte (siehe dazu

untenstehende Erläuterungen), an denen ein Strukturbruch auftreten könnte (Stock, 1994):

$$(36) \quad \text{QLR} := \sup_{\pi} \{F_T(\pi)\}$$

Dabei kennzeichnet  $F_{T(\pi)}$  die F-Statistik aus Chows Strukturbruchtest für den vorgegebenen (möglichen) Strukturbruch im Punkt  $\pi$ , bei einer Reihe der Länge  $T$ . In der vorliegenden Untersuchung kann  $\pi$  den inneren achtzig Prozent der gesamten Zeitreihe entstammen. Dies trägt der Tatsache Rechnung, dass Strukturbrüche im Bereich der Enden der betrachteten Zeitreihe schwierig zu erkennen sind und somit die Berücksichtigung der Randbereiche die kritischen Werte für QLR beeinflusst (siehe dazu Andrews, 1993). Diese sind größer als die kritischen Werten des ursprünglichen Chow-Tests und sind tabelliert bei Andrews (1993). Somit erscheint der QLR-Test für die vorliegende Fragestellung gut geeignet zu sein: Er setzt keinen a priori festgelegten Zeitpunkt für den möglichen Strukturbruch voraus und reagiert auf Änderungen in sämtlichen Parametern des linearen Trendmodells, also sowohl auf Strukturbrüche in der Steigung als auch auf Niveauverschiebungen. Als nachteilig ist anzusehen, dass nur jeweils auf einen einzigen Strukturbruch getestet wird, die Möglichkeit mehrerer Brüche also ausgeklammert wird. Als Kompromiss bleibt somit nur, nach der Entdeckung eines Bruches die verbleibenden Teilperioden erneut dem QLR-Test zu unterziehen. Angesichts der Tatsache, dass aber im vorliegenden Fall auf diese Weise keinerlei weitere Strukturbrüche angezeigt werden, erscheint die Wahrscheinlichkeit mehrerer hintereinander auftretender Strukturbrüche gering und das gewählte, heuristische Vorgehen somit vertretbar zu sein (siehe dazu die Ergebnisse in Abschnitt C.III.3.).

### III. Langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität

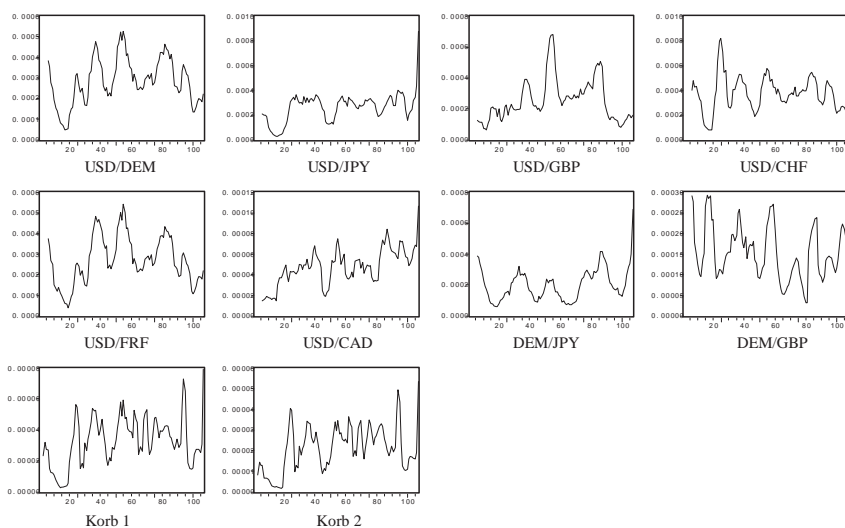
#### 1. Trendanalyse

Die Reihen der Volatilitätskennziffern werden in Abbildung 3 bis 5 graphisch dargestellt. Für die meisten der Einzelkurse, insbesondere aber für die beiden Körbe ist ein Aufwärtstrend im Zeitablauf zu erkennen. Dieses Resultat (in Verbindung mit den weiteren Ergebnissen dieses Teilabschnittes) unterscheidet sich von Untersuchungen für Aktienmärkte, die regelmäßig keinen langfristigen Volatilitätsanstieg (zumindest in aggregierter Form) nachweisen

können (vgl. Schwert, 1989, 1990; Campbell et al. 2001), während Foley (1993) für Devisenmärkte ebenfalls einen Volatilitätsanstieg ausmacht.

Die Ergebnisse der (linearen) Trendanalyse sind für die bilateralen Wechselkurse an den Koeffizienten  $a_1$  bis  $a_8$  der Gleichung (34) bzw. für die beiden Wechselkurskörbe jeweils am Koeffizienten  $a$  der Gleichung (35) abzulesen.

Als erstes Ergebnis lässt sich in Tabelle 3 erkennen, dass in der Tat die meisten Fälle der insgesamt 40 berechneten Koeffizienten ein positives, wenn auch nicht in allen Fällen signifikantes Vorzeichen aufweisen, und somit die Hypothese eines langfristigen Anstiegs der Wechselkursvolatilität stützen. Ein Vergleich der vier Volatilitätsmaße zeigt ferner, dass das Ergebnis kaum sensitiv auf deren Wahl reagiert. Für immerhin acht der zehn (acht bilaterale und zwei Körbe) Kurse sind die Vorzeichen des Trendparameters unabhängig von der Wahl des Maßes. Ausnahmen sind der USD/CHF- und der USD/FRF-Kurs, für die jeweils der Spannweitenschätzer einen im Vergleich zu den anderen Maßen abweichenden langfristigen Trend in der Wechselkursvolatilität impliziert. Sofern jedoch überhaupt signifikante Koeffizienten gefunden werden, ist auch der Zusammenhang stabil hinsichtlich der Messweise der Volatilität.



Anmerkung zu den Abbildungen 3 bis 5:

Zur besseren Lesbarkeit und ausschließlich für die graphische Darstellung wird jeweils ein gleitender Dreimonatsdurchschnitt der Varianz angegeben. Die Darstellung umfasst die 107 Intervalle von je sechzig Tagen über den Zeitraum 2. April 1973 (Beginn des ersten Intervalls) bis zum 18. November 1998 (Ende des letzten Intervalls).

Abbildung 3: Varianz der Renditen im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe

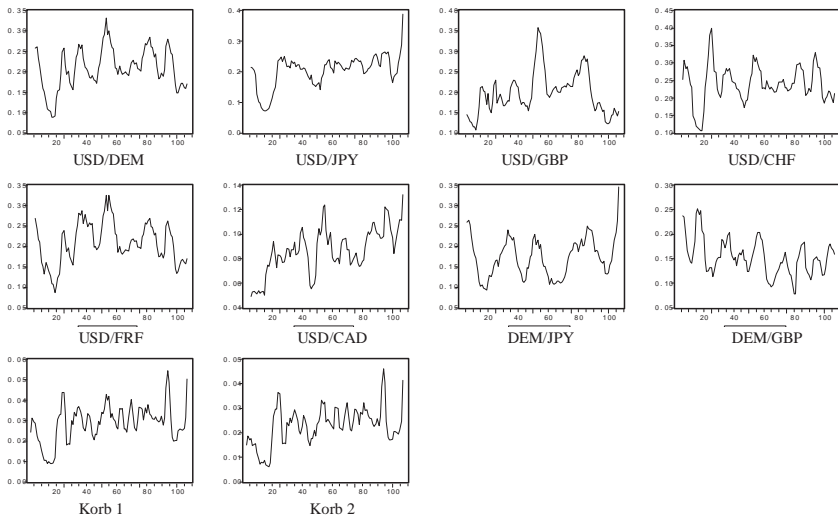


Abbildung 4: Spannwitenschätzer im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe

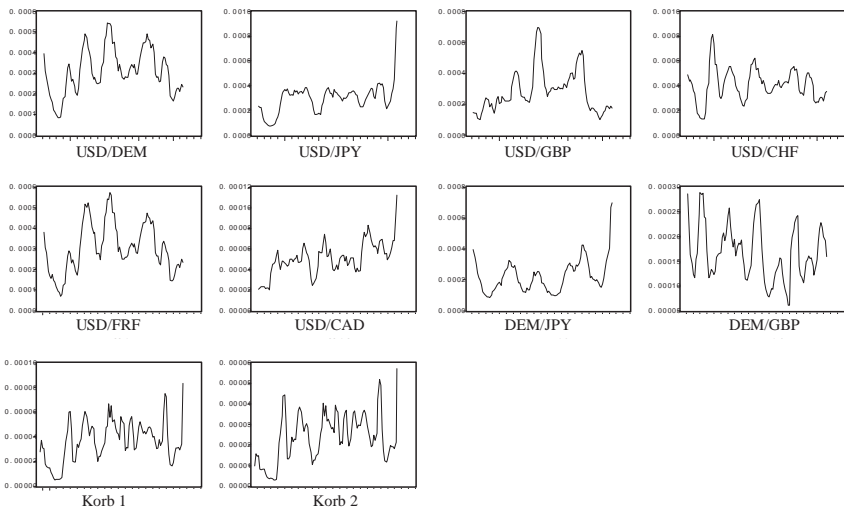


Abbildung 5: Mittlere bedingte Varianz im Zeitablauf (1973-1998) für acht bilaterale Wechselkurse und zwei synthetische Wechselkurskörbe



Tabelle 3

**Ergebnisse der Trendschätzung für das lineare Trendmodell**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
$a_i$	7,31E-8	5,42E-7***	9,76E-8	-3,63E-8	3,67E-8
t-Wert	0,776	3,350	0,946	-0,275	0,373
Wahrsch.	0,438	0,001	0,345	0,784	0,709
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
$a_i$	2,92E-5	0,0002***	2,68E-5	4,44E-6	-4,35E-6
t-Wert	0,656	4,046	0,608	0,083	-0,088
Wahrsch.	0,512	0,000	0,543	0,934	0,930
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
$a_i$	5,69E-8	5,25E-7***	7,64E-8	-4,00E-8	2,37E-8
t-Wert	0,627	3,588	0,758	-0,321	0,238
Wahrsch.	0,534	0,000	0,449	0,749	0,812
Gesamte Reihe der bedingten Varianzen					
$a_i$	1,05E-9***	8,56E-9***	1,59E-09***	-4,51E-10	5,30E-10
t-Wert	3,662	18,873	5,552	-1,136	1,636
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,256	0,102
-----					
	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1 (gew.)	Korb 2 (un- gew.)
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
$a_i$ bzw a	8,64E-8***	2,72E-7**	-1,25E-7*	2,32E-7***	1,84E-7***
t-Wert	4,367	2,370	-1,727	3,077	3,618
Wahrsch.	0,000	0,018	0,085	0,003	0,001
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
$a_i$ bzw a	8,27E-5***	8,28E-5*	-0,0001***	0,0001***	0,0001***
t-Wert	4,474	1,799	-2,633	3,401	4,093
Wahrsch.	0,000	0,072	0,009	0,001	0,000
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
$a_i$ bzw a	7,76E-8***	2,75E-7***	-1,15E-7*	2,42E-7***	1,98E-7***
t-Wert	4,622	2,623	-1,870	3,187	3,776
Wahrsch.	0,000	0,009	0,062	0,002	0,000
Gesamte Reihe der bedingten Varianzen					
$a_i$ bzw a	1,27E-9***	4,31E-9***	-1,85E-9***	4,04E-9***	3,32E-9***
t-Wert	26,180	12,626	-8,903	18,039	21,818
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

Angegeben sind die Schätzer des Koeffizienten  $a_i$  der Gleichung (34) für die acht bilateralen Wechselkurse und a der Gleichung (35) für die beiden Wechselkurskörbe.

Tabelle 4a

**Kennziffern der Residuen aus der linearen Trendanalyse**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
<b>Q(1) (Box-Pierce-Teststatistik)</b>					
Varianz der Differenzen	12,120*** (p = 0,000)	2,996* (p = 0,083)	35,701*** (p = 0,000)	9,998*** (p = 0,002)	8,010*** (p = 0,005)
Spannwe- tenschätzer	4,106** (p = 0,043)	2,285 (p = 0,131)	12,903*** (p = 0,000)	4,880** (p = 0,027)	0,270 (p = 0,603)
Mittlere bed. Varianz	13,483*** (p = 0,000)	7,293*** (p = 0,007)	38,630*** (p = 0,000)	10,048*** (p = 0,002)	10,189*** (p = 0,001)
<b>Jarque-Bera Test auf Normalverteilung</b>					
Varianz der Differenzen	15,391*** (p = 0,001)	11509,16*** (p = 0,000)	96,121*** (p = 0,000)	47,166*** (p = 0,000)	21,186*** (p = 0,000)
Spannwei- tenschätzer	63,181*** (p = 0,000)	15542,95*** (p = 0,000)	206,651*** (p = 0,000)	219,244*** (p = 0,000)	111,474*** (p = 0,000)
Mittlere bed. Varianz	22,798*** (p = 0,000)	11.318,56*** (p = 0,000)	213,704*** (p = 0,000)	48,400*** (p = 0,000)	21,896*** (p = 0,000)
<b>White Test auf Heteroskedastizität (asymptotisch)</b>					
Varianz der Differenzen	0,988 (p = 0,610)	8,299** (p = 0,016)	1,723 (p = 0,423)	7,060** (p = 0,029)	2,334 (p = 0,311)
Spannwei- tenschätzer	0,148 (p = 0,929)	8,556** (p = 0,014)	1,743 (p = 0,418)	6,845** (p = 0,033)	0,720 (p = 0,700)
Mittlere bed. Varianz	1,307 (p = 0,520)	7,740** (p = 0,021)	1,744 (p = 0,418)	8,512** (p = 0,014)	2,554 (p = 0,279)
<b>Breusch-Godfrey LM-Test auf serielle Korrelation (asymptotisch)</b>					
Varianz der Differenzen	13,487*** (p = 0,001)	10,571*** (p = 0,005)	34,955*** (p = 0,000)	10,120*** (p = 0,006)	12,564*** (p = 0,002)
Spannwei- tenschätzer	6,168** (p = 0,046)	10,193*** (p = 0,006)	13,952*** (p = 0,001)	4,844* (p = 0,089)	2,945 (p = 0,229)
Mittlere bed. Varianz	17,012*** (p = 0,000)	7,209** (p = 0,027)	38,147*** (p = 0,000)	10,386*** (p = 0,006)	16,387*** (p = 0,000)

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

Tabelle 4b

**Kennziffern der Residuen aus der linearen Trendanalyse**

	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1 (gew.)	Korb 2 (ung.)
<b>Q(1) (Box-Pierce-Teststatistik)</b>					
Varianz der Differenzen	0,483 (p = 0,487)	9,258*** (p = 0,002)	4,999** (p = 0,025)	4,291** (p = 0,038)	5,066** (p = 0,024)
Spannwe- tenschätzer	0,256 (p = 0,613)	5,030** (p = 0,025)	3,159* (p = 0,076)	7,3990*** (p = 0,007)	9,253*** (p = 0,002)
Mittlere bed. Varianz	7,301*** (p = 0,007)	16,544*** (p = 0,000)	7,911*** (p = 0,005)	6,144** (p = 0,013)	6,748*** (p = 0,009)
<b>Jarque-Bera Test auf Normalverteilung</b>					
Varianz der Differenzen	1543,67*** (p = 0,000)	6029,306*** (p = 0,000)	295,006*** (p = 0,000)	417,409*** (p = 0,000)	528,352*** (p = 0,000)
Spannwei- tenschätzer	1013,41*** (p = 0,000)	13093,64*** (p = 0,000)	1029,24*** (p = 0,000)	66,74*** (p = 0,000)	95,59*** (p = 0,000)
Mittlere bed. Varianz	723,122*** (p = 0,000)	4.817,28*** (p = 0,000)	306,892*** (p = 0,000)	376,550*** (p = 0,000)	496,507*** (p = 0,000)
<b>White Test auf Heteroskedastizität (asymptotisch)</b>					
Varianz der Differenzen	6,440** (p = 0,040)	8,608** (p = 0,014)	1,839 (p = 0,399)	7,993** (p = 0,018)	8,768** (p = 0,012)
Spannwei- tenschätzer	6,343** (p = 0,042)	8,253** (p = 0,016)	1,159 (p = 0,560)	6,122** (p = 0,047)	6,850** (p = 0,033)
Mittlere bed. Varianz	6,915** (p = 0,032)	8,408** (p = 0,015)	2,459 (p = 0,292)	7,924** (p = 0,019)	8,669** (p = 0,013)
<b>Breusch-Godfrey LM-Test auf serielle Korrelation (asymptotisch)</b>					
Varianz der Differenzen	1,696 (p = 0,428)	24,224*** (p = 0,000)	5,069* (p = 0,079)	6,111** (p = 0,047)	7,465** (p = 0,024)
Spannwei- tenschätzer	2,281 (p = 0,320)	21,117*** (p = 0,000)	3,229 (p = 0,199)	8,652** (p = 0,013)	11,036*** (p = 0,004)
Mittlere bed. Varianz	9,740*** (p = 0,008)	19,222*** (p = 0,000)	7,763** (p = 0,021)	8,813** (p = 0,012)	9,719*** (p = 0,008)

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

Tabelle 5

**Nichtparametrischer Trendtest**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,119	0,386***	0,131	0,080	0,108
Wahrsch.	0,223	0,000	0,178	0,416	0,267
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,087	0,377***	0,097	0,056	0,007
Wahrsch.	0,370	0,000	0,318	0,570	0,946
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,109	0,393***	0,076	0,080	0,093
Wahrsch.	0,262	0,000	0,438	0,410	0,343
Gesamte Reihe der bedingten Varianzen					
Spearm. $\rho$	0,160***	0,345***	0,137***	0,152***	0,133***
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,256	0,102
-----					
	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1 (gew.)	Korb 2 (ungew.)
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,481***	0,201*	-0,126	0,291***	0,367***
Wahrsch.	0,000	0,038	0,195	0,002	0,000
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,460***	0,129	-0,223**	0,308***	0,378***
Wahrsch.	0,000	0,185	0,021	0,001	0,000
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
Spearm. $\rho$	0,478***	0,224**	-0,143	0,297***	0,372***
Wahrsch.	0,000	0,021	0,143	0,002	0,000
Gesamte Reihe der bedingten Varianzen					
Spearm. $\rho$	0,430***	0,221***	-0,043***	0,309***	0,373***
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,256	0,102

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

Angegeben ist jeweils der nichtparametrische Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman zwischen dem jeweiligen Volatilitätsmaß und dem Zeitindex.

Eine Betrachtung der Einzelergebnisse fördert dagegen eine gewisse Heterogenität der Resultate zutage: Offensichtlich spielen für langfristige Entwicklungstendenzen in erheblichem Umfang auch länderspezifische Charakteristika eine wichtige Rolle. Drei der Kurse, USD/JPY, USD/CAD und DEM/JPY, zeigen eine deutlich ausgeprägte, d.h. im Wesentlichen von der Wahl des Volatilitätsmaßes unabhängige Tendenz zu steigender Volatilität, während der DEM/GBP-Kurs im Gegensatz dazu durch fallende Volatilität geprägt ist. Dagegen zeigen der USD/FRF- und der USD/CHF-Kurs, wie bereits oben beschrieben wurde, keine eindeutige Entwicklungstendenz an. Weiterhin lässt sich für den DEM/USD- und den USD/GBP-Kurs zwar ein Anstieg erkennen, ohne dass sich jedoch hier signifikante Parameter fänden. Festzuhalten bleibt somit, dass die meisten Kurse (mit Ausnahme von USD/CHF und USD/FRF) einen mehr oder weniger stark ausgeprägten Trend in der Entwicklung ihrer Volatilität aufweisen, der abgesehen von DEM/GBP deren Ansteigen erkennen lässt und dass insbesondere die hinsichtlich ihres Handelsvolumens bedeutenderen Kurse eher eine Zunahme der Volatilität zeigen.

Der Gesamteindruck, dass der Devisenmarkt tendenziell durch zunehmende Volatilität geprägt ist, wird durch die Betrachtung der Wechselkurskörbe noch verstärkt. Unabhängig davon, wie die Einzelkurse im Korb gewichtet sind, weisen beide Körbe einen vergleichsweise starken Wechselkursanstieg auf, so dass also als Ergebnis der Trendanalyse auf einem aggregierten Niveau von einem langfristigen Volatilitätsanstieg ausgegangen werden kann. Dieser Anstieg ist zwar bei Betrachtung kurzer Perioden gering, weist aber über den gesamten Untersuchungszeitraum beachtenswerte Größenordnungen auf. Betrachtet man beispielsweise den durch die Regressionsbeziehung gegebenen Trend, so ergibt sich von 1973 bis 1998 abhängig vom verwendeten Volatilitätsmaß ein Anstieg von etwa 20 bis 30 Prozent.

Die Analyse der Residuen der Regressionsschätzung in Tabelle 4 zeigt jedoch, dass das lineare Trendmodell Einschränkungen unterliegt. Eine Auswahl von Standardtestverfahren deutet an, dass die Voraussetzungen für die Anwendung des linearen Regressionsmodells offenbar nur eingeschränkt erfüllt sind. Im Einzelnen zeigt Whites Test für etliche Kurse Heteroskedastizität<sup>3</sup> an, die Box-Pierce-Statistik (Box/Pierce, 1970) und Breusch-Godfreys Test (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) lassen serielle Korrelation in der Störgröße

---

<sup>3</sup> Whites Test auf Heteroskedastizität (White, 1980) ist sehr allgemein formuliert und setzt keine spezifische Spezifikation der Art der Heteroskedastizität voraus. Daher ist die Güte des Tests möglicherweise gering (vgl. Greene, 2000, S. 508). Hier wurde die Allgemeinheit des Tests jedoch als Vorteil betrachtet, um die Form der Heteroskedastizität nicht weiter spezifizieren zu müssen.

vermuten. Schließlich indiziert der Jarque-Bera-Test erhebliche Abweichungen von der Normalverteilung, womit sämtliche Ergebnisse der linearen Trendanalyse lediglich asymptotisch gelten.

Eine mögliche Abhilfe bietet die Verwendung von Kovarianzschätzern, die robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation der Störgröße sind (Newey und West, 1987; für eine Diskussion siehe Greene, 2000, Kapitel 11.2.5) oder die verschiedenen Volatilitätsmaße nochmals einem nichtparametrischen Trendtest zu unterziehen. Die vorliegende Arbeit folgt letzterem Vorgehen. Dazu wird ein Trendtest auf Basis von Spearmans Rangkorrelationskoeffizient (vgl. Büning/Trenkler, 1994) durchgeführt, dessen Resultate in Tabelle 5 dargestellt sind. Unterschiede im Vergleich zu den Ergebnissen des linearen Trendtests ergeben sich lediglich für die Kurse der Deutschen Mark gegenüber dem Japanischen Yen bzw. dem Britischen Pfund. Hier sind die Resultate etwas schwächer als beim linearen Trendmodell: So zeigt sich für den DEM/JPY kein signifikanter Anstieg mehr für den Spannweitenschätzer, während der Abwärtstrend der Volatilität des DEM/GBP-Kurses nicht mehr hinsichtlich der Varianz der Renditen signifikant ist. Dies mag mit der generell geringeren Power nichtparametrischer Tests begründet werden. Insgesamt scheint der nichtparametrische Trendtest aber die Hauptergebnisse des linearen Trendmodells zu bestätigen.

## 2. Stochastischer versus deterministischer Trend

Die Ergebnisse der Trendanalyse zeigen für die meisten Reihen signifikante Trends. Damit stellt sich zunächst die wichtige Frage, ob die beobachteten Trends stochastischer oder deterministischer Natur sind. Zu diesem Zweck werden die ermittelten Reihen von Volatilitätsmaßen auf die Existenz von Einheitswurzeln getestet. In Tabelle 6 finden sich die Ergebnisse des Augmented Dickey-Fuller- (Dickey/Fuller, 1979) und des Phillips-Perron-Tests (Phillips/Perron, 1988), beide gegen die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel. Die Ergebnisse des (allgemeiner formulierten) Phillips-Perron-Tests sind durchgehend deutlicher als die des ADF-Tests. Da das Vorhandensein eines Trends zumindest für einige Reihen unsicher erscheint, werden beide Tests sowohl für den Fall eines enthaltenen Trends als auch für den Fall eines nicht enthaltenen Trends durchgeführt<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Letztlich ist das Auftreten lediglich einer Konstanten gegenüber der Situation mit einer Konstanten und einem Trend lediglich ein Spezialfall. Jedoch sinkt die Power des Tests wegen der allgemeiner spezifizierten Alternativen.

Im Ergebnis zeigt sich, dass für die meisten Volatilitätsreihen die Nullhypothese der Nichtstationarität auf hohem Signifikanzniveau zurückgewiesen wird. Lediglich für die Kurse des Japanischen Yen gegenüber US Dollar und Deutscher Mark ergeben sich sehr heterogene Ergebnisse, abhängig von der Wahl des Volatilitätsmaßes und des Einheitswurzeltests.

Möglicherweise ist dafür das Auftreten eines Strukturbruches verantwortlich, der dazu führen kann, dass die Nullhypothese einer Einheitswurzel fälschlicherweise nicht verworfen wird (so genannte spurious unit roots, vgl. Gregory/Nason/Watt, 1996). Angesichts der Tatsache, dass zumindest der Test von Phillips-Perron für sämtliche Kurse, wenigstens für drei der vier Volatilitätsmaße die Hypothese der Nichtstationarität verwirft, werden die trendmäßigen Änderungen der Wechselkursvolatilität als deterministisch betrachtet und die Analyse der Volatilitätsniveaus (an Stelle der Änderungsraten) fortgesetzt.

Tabelle 6

**Einheitswurzeltests für Volatilitätsmaßzahlen**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-3,742**	-0,214	-3,577***	-4,840***	-3,684***
PP-Test	-7,419***	-1,481	-5,373***	-7,420***	-8,073***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-3,855**	-1,137	-3,542**	-4,812***	-3,737**
PP-Test	-7,408***	-2,239	-5,860***	-7,382***	-8,041***
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-4,027***	-1,254	-3,409**	-4,923***	-4,117***
PP-Test	-7,664***	-3,885***	-6,715***	-7,612***	-8,610***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-4,158***	-2,547	-3,361*	-4,919***	-4,126***
PP-Test	-7,641***	-4,604***	-6,673***	-7,572***	-8,573***
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-3,775***	-1,264	-3,612***	-4,994***	-3,664***
PP-Test	-7,573***	-7,185***	-5,165***	-7,965***	-7,918***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-3,803**	-2,186	-3,559**	-4,969***	-3,666**
PP-Test	-7,591***	-7,775***	-5,137***	-7,865***	-7,895**

.....  
*Forts. nächste Seite*

Forts. Tabelle 6

	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb 1	Korb 2
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-2,106	-0,030	-5,230***	-3,036**	-3,045**
PP-Test	-5,673***	-0,960	-8,003***	-5,242***	-5,823***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-3,536**	-0,519	-5,281***	-3,942**	-3,777**
PP-Test	-6,504***	-1,144	-8,126***	-5,845***	-6,255***
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-3,151**	-0,998	-5,164***	-3,118**	-3,125**
PP-Test	-6,485***	-3,896***	-7,609***	-5,554***	-6,239***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-4,514***	-1,337	-5,431***	-4,148**	-4,036**
PP-Test	-7,335***	-3,964***	-7,902***	-6,270***	-6,744***
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum					
a) Konstante					
ADF Test	-2,230	-0,683	-5,062***	-2,999**	-3,067**
PP-Test	-6,524***	-6,555***	-8,558***	-4,937***	-5,514***
b) Konstante und Trend					
ADF Test	-3,475**	-1,221	-5,165***	-3,930**	-3,839**
PP-Test	-7,418***	-6,938***	-8,530***	-5,588***	-5,972***

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %; ADF-Test: Teststatistik des Augmented Dickey-Fuller-Tests, PP-Test: Phillips-Perron-Test, beide gegen die Nullhypothese einer Einheitswurzel, kritische Werte nach McKinnon (1991).

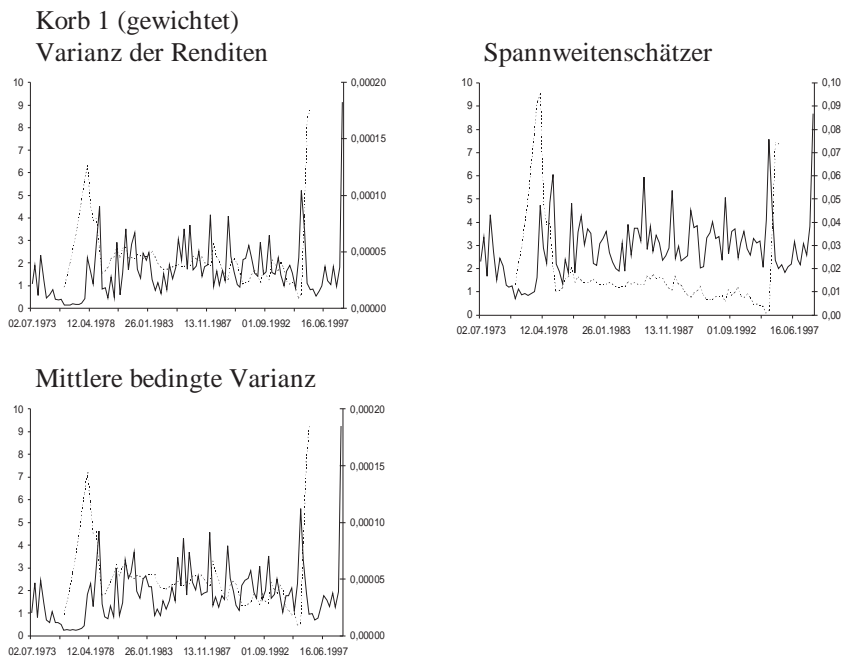
### 3. Untersuchung auf Strukturbrüche

Eine weitere mögliche Quelle von Fehlspezifikationen, die die Ergebnisse sowohl des linearen Trendmodells als auch des nichtparametrischen Trendtests beeinflussen kann, ist das Auftreten von Strukturbrüchen. Diesen ist gerade bei der Betrachtung über derart lange Zeiträume wie im vorliegenden Fall besondere Aufmerksamkeit zu widmen. Tatsächlich lassen sich mit dem verwendeten Test Strukturbrüche für die Volatilität von sieben der acht Wechselkurse feststellen. Dies trifft allerdings nicht auf die Körbe zu, die am ehesten die Historie des gesamten Wechselkurssystems widerspiegeln: Für diese ist durch die Aggregation der Daten kein Strukturbruch feststellbar. Abbildung 6 zeigt für den synthetischen Korb 1, in dem die bilateralen Kurse gemäß ihrem Anteil am Devisenhandelsumsatz gewichtet sind, sowohl die Reihen der vier verschiedenen Volatilitätsmaße (für Intervalle von 60 Tagen) als auch die



Teststatistiken der sequentiell durchgeführten Chow-Tests. Wie bereits oben ausgeführt wurde, bildet deren Maximum die Teststatistik des QLR-Tests. Sie zeigen Spitzen um 1978/1979 und zum Ende der Reihe hin, die jedoch die kritischen Werte (siehe Andrews, 1993) noch nicht erreichen. Dennoch ist für den Zeitraum zwischen 1973 und 1978 ein leichter Abfall der Volatilität erkennbar. Die Ergebnisse für den zweiten Korb, in dem sämtliche Einzelkurse gleichgewichtet sind, unterscheiden sich kaum und sind deshalb hier nicht angegeben.

Insgesamt lässt sich somit also festhalten, dass beide Körbe für den Gesamtdevisenmarkt zwischen 1973 und 1998 einen Anstieg der Wechselkursvolatilität nahe legen. Dieser verläuft, trotz kleinerer Schwankungen, vergleichsweise gleichmäßig und ohne das Auftreten signifikanter Strukturbrüche.



#### Anmerkungen:

Linke Achse: F-Statistik des QLR-Tests (gepunktete Linie), rechte Achse: Volatilität (durchgezogene Linie). Die kritischen Werte für  $QLR = \max(FT(\pi))$  nach Andrews (1993) sind (korrespondierendes Signifikanzniveau in Klammern): 10,50 (10 %), 12,27 (5 %), 16,04 (1 %)

Abbildung 6: Volatilitätsmaße und F-Statistiken für QLR-Test  
für den synthetischen Wechselkurskorb 1 (1973 bis 1998)

Tabelle 7

**Ergebnisse der Strukturbruchtests**

	USD/DEM	USD/JPY	USD/GBP	USD/CHF	USD/FRF
Jahr des Strukturbruches	1978/79	1995/96	1984	1978/79	1978/79
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum	***/-	***/+**	***/-***	-/-*	-/-
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum	**/-	***/+**	+/-***	-/-	***/-*
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum	***/-	***/+*	***/-***	**/-**	***/-*
Gesamte Reihe der bedingten Varianz	***/-***	***/+***	***/-***	***/-***	***/-***
<hr/>					
	USD/CAD	DEM/JPY	DEM/GBP	Korb <sup>1,4</sup> (gew.)	Korb <sup>2,4</sup> (ungew.)
Jahr des Strukturbruches	1995/96	1995/96	---	---	---
Varianz der Renditen je 60-Tageszeitraum	***/+*	+/+**	---	***/+	***/+
Spannweitenschätzer je 60-Tageszeitraum	---	+/+***	---	***/+	***/+
Mittlere bedingte Varianz je 60-Tageszeitraum	***/+**	+/+**	---	***/+	***/+
Gesamte Reihe der bedingten Varianz	***/+***	***/+***	---	***/+***	***/+**

**Anmerkungen:**

Die Tabelle ist in folgender Weise zu lesen: + und – stehen für steigende bzw. sinkende Volatilität. Beispielsweise zeigt die Varianz der Renditen für den DEM/USD sinkende Volatilität vor und nach dem Strukturbruch im Jahr 1978/79. Der Rückgang vorher ist signifikant auf dem Niveau von einem Prozent, während der Rückgang nach 1978/79 nicht signifikant ist.

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

<sup>1</sup> Für die Varianz der Renditen erst 1980/81

<sup>2</sup> Kein Strukturbruch für den Spannweitenschätzer entdeckt.

<sup>3</sup> Kein Strukturbruch entdeckt.

<sup>4</sup> Für die Körbe wurde zu Vergleichszwecken, jedoch ohne dass dies durch ein signifikantes Testergebnis impliziert würde, ein Strukturbruch im Jahr 1978/79 angenommen, siehe dazu die Erläuterungen im Text.

Im Gegensatz dazu weisen die Einzelkurse Strukturbrüche in erheblicher Menge auf. Die Ergebnisse der Tests sind in Tabelle 7 dargestellt. Es zeigt sich aber, dass sich die Zeitpunkte der Strukturbrüche im Wesentlichen um zwei Daten konzentrieren: Diejenigen Währungen, die im weiteren Sinne als Block um die Deutsche Mark betrachtet werden können – dies sind die Deutsche Mark selber, der Französische Franc und der Schweizer Franken – weisen jeweils einen Strukturbruch in ihrer Volatilität gegenüber dem US Dollar um die Jahre 1978/1979 auf, während die Kurse des Japanischen Yen sowohl gegenüber dem US Dollar als auch gegenüber der Deutschen Mark, aber auch der CAD/USD-Kurs durch einen Strukturbruch in den Jahren 1995/96 geprägt werden. Untersuchungen der Teilperioden jeweils vor und nach den Strukturbrüchen weisen jedoch für beide Gruppen keine weiteren Strukturbrüche auf, so dass von jeweils maximal einem Bruch je Wechselkurs auszugehen ist. Auch hinsichtlich der Strukturbruchtests zeigt sich, dass die Wahl des Volatilitätsmaßes nur geringe Auswirkungen auf die Ergebnisse hat: Erstens werden Strukturbrüche in der Regel für alle Maße gefunden, Ausnahmen bilden lediglich USD/CHF, USD/FRF und USD/CAD, bei denen für jeweils ein Maß kein signifikanter Strukturbruch entdeckt wird.

Zweitens ist, sofern Strukturbrüche gefunden werden, der Zeitpunkt für sämtliche Maße gleich, so weisen etwa für den DEM/USD-Kurs die Tests für sämtliche Maße auf einen Strukturbruch 1978/1979 hin. Lediglich für den USD/FRF-Kurs gibt es hinsichtlich der Varianz der Renditen eine Verschiebung gegenüber dem Zeitpunkt bei den anderen Maßen um etwas mehr als ein Jahr.

Für diejenigen Kurse, deren Volatilität einen Strukturbruch aufweisen, werden die Koeffizienten des linearen Trendmodells jeweils für den Zeitraum vor und nach dem betreffenden Datum erneut geschätzt. Ebenso werden die nichtparametrischen Trendtests jeweils für beide Teilzeiträume wiederholt. Erneut werden die Ergebnisse des linearen Modells durch deren Ergebnisse bestätigt. Die Ergebnisse finden sich in vereinfachter Form in Tabelle 7. Hier wird jedoch lediglich das Vorzeichen des betreffenden Parameters  $a_i$  bzw.  $a$  wiedergegeben, also die Richtung eines eventuell auftretenden Trends. Die insgesamt sieben Kurse, deren Volatilität einen Strukturbruch aufweist, werden im Folgenden einer detaillierten Betrachtung unterzogen:

Die Kurse des USD/JPY und des USD/CAD, die bei der Analyse im Gesamtzeitraum eine deutlich steigende Volatilität aufweisen, sind sowohl vor als auch nach dem Strukturbruch durch einen steigenden Trend gekennzeichnet. Dagegen ist der Anstieg für den DEM/JPY-Kurs nur für den Zeitraum nach dem Strukturbruch signifikant. Somit kann für den Japanischen Yen und den Kanadischen Dollar der Eindruck steigender Volatilität bestätigt werden.

Einen interessanten Fall stellen die Kurse des USD/FRF und USD/CHF dar. Beide zeigen bei der Betrachtung des Gesamtzeitraumes keinerlei signifikanten Trend. Dieses Bild ändert sich jedoch unter Berücksichtigung von Strukturbrüchen. Beide Kurse zeigen einen Rückgang der Volatilität sowohl vor als auch nach 1978/79, der für jeweils drei der vier Maße signifikant ist (für USD/CHF nicht signifikant und insgesamt etwas schwächer; für den Spannweitenschätzer, für USD/FRF nicht signifikant für die Varianz der Renditen).

Die Resultate für die beiden letzten durch einen Strukturbruch geprägten Reihen erscheinen besonders interessant, zumal es sich mit USD/DEM und USD/GBP um hinsichtlich ihres Transaktionsvolumens bedeutende Relationen handelt (vgl. Abbildung 2). Für beide Kurse indizierte die Gesamtbetrachtung steigende Volatilität, die allerdings für den USD/DEM-Kurs nicht signifikant war, siehe Tabelle 3. Eine Untersuchung für die Teilzeiträume vor bzw. nach dem Strukturbruch ändert dieses Bild jedoch erheblich: Der USD/GBP-Kurs zeigt für den Zeitraum von 1973 bis 1984 einen von allen Maßen mit Ausnahme des Spannweitenschätzers als signifikant erkannten Anstieg, während die zweite Hälfte des Untersuchungszeitraums durch einen signifikanten Volatilitätsrückgang geprägt war. Somit hat die Volatilität des USD/GBP-Kurses Mitte der 1980er Jahre ihren Höhepunkt erreicht. Eine noch deutlichere Revision des Bildes steigender Volatilität ergibt sich für den USD/DEM-Kurs. Hier lässt sich vor 1978/79 zunächst ein sehr starker Abwärtstrend für die Volatilität feststellen, der anschließend in einen schwächeren, für die meisten Wechselkurse nicht mehr signifikanten Abwärtstrend übergeht. In Verbindung mit dem leichten, d.h. nicht signifikanten Aufwärtstrend über den Gesamtzeitraum ergibt sich somit das Bild einer schockartigen Volatilitätszunahme Ende der 1970er Jahre nach einer Phase sinkender Volatilität. Von diesem höheren Volatilitätsniveau ist dann bis zum Ende des Untersuchungszeitraums erneut ein leichter Rückgang zu verzeichnen. Ein derartiger plötzlicher Volatilitätsprung kann nur schwer mit mikroökonomischen Ursachen in Verbindung gebracht werden, sondern scheint eher auf makroökonomische Schocks hinzuweisen. Ein Interpretationsversuch findet sich im anschließenden Abschnitt C.III.4.

Auch wenn die entsprechenden Strukturbruchtests keinerlei signifikanten Strukturbruch für die Volatilitätsmaße der beiden synthetischen Körbe indizieren, scheint dieses Ergebnis bei einer graphischen Betrachtung (siehe Abbildung 3 bis 5) weniger deutlich zu sein: Der Strukturbruch für die bei weitem bedeutendste Relation USD/DEM um 1978/79 ist dort auch deutlich sichtbar, gleichwohl nicht signifikant. Es erscheint daher interessant, für die beiden Körbe einmal einen „künstlichen“, d.h. nicht durch signifikante Ergebnisse des QLR-Tests gegebenen, Strukturbruch anzunehmen und zu überprüfen, ob diese Annahme die Ergebnisse beeinflusst. Tatsächlich ergeben sich abwei-

chende Schätzergebnisse für den Trend: Analog zum USD/DEM-Kurs ergibt sich dann eine signifikant trendmäßig sinkende Volatilität bis 1978/79 und anschließend eine überwiegend nicht signifikante Zunahme der Volatilität. Dieses Ergebnis untermauert die Erkenntnis, dass der bei Gesamtbetrachtung erkennbare Volatilitätsanstieg zu einem großen Teil auf Shifts zurückzuführen ist und dass unter Berücksichtigung dieser Brüche der Anstieg deutlich schwächer ausfällt oder sogar eine sinkende Volatilität erkennbar wird.

#### 4. Zwischenfazit

Auf Basis der Erkenntnis, dass der Erklärungsbeitrag makroökonomischer Größen für die Erklärung von Wechselkursbewegungen noch unklar ist – „*Macroeconomics appears to be irrelevant in explaining high- and medium-frequency exchange rates for low inflation countries.*“ (Flood/Rose, 1999, S. F667) – wurde explizit für alternative Volatilitätsmaße auf die Existenz von Trends getestet.

Allerdings ist die Frage, ob Wechselkurse für den Zeitraum von 1973 bis 1998 durch steigende Volatilität gekennzeichnet sind, weiterhin nicht völlig eindeutig zu beantworten. Insgesamt ergibt sich folgendes Bild:

In einer aggregierten Betrachtung für einen synthetischen Wechselkorb, der den größeren Teil des Weltdevisenhandelsumsatzes abbildet, lässt sich langfristig ein trendmäßiges Ansteigen der Wechselkursvolatilität feststellen. Diese Erkenntnis ist unabhängig sowohl von der Wahl des verwendeten Volatilitätsmaßes als auch von der konkreten Ausgestaltung des Korbes (gewichtet nach Anteilen im Devisenhandelsumsatz oder gleichgewichtet) und im Anstieg ist kein (signifikanter) Strukturbruch erkennbar.

Auf disaggregierter Ebene sind die Ergebnisse weniger eindeutig. Die Ergebnisse zeigen zwar nicht für jeden einzelnen Wechselkurs, jedoch für die Mehrzahl der Kurse einen Anstieg der Wechselkursvolatilität im Untersuchungszeitraum. Gleichwohl gibt es auch Währungen, die zumindest keinen signifikanten Anstieg der Volatilität aufweisen, unter anderem ist dies gerade für den bedeutenden USD/DEM-Kurs der Fall. Für den DEM/GBP-Kurs hingegen lässt sich sogar ein Rückgang feststellen. Letztlich ist wohl das Ergebnis einer trendmäßig steigenden Volatilität für die Körbe zum größten Teil auf das Verhalten des Japanischen Yen zurückzuführen.

Noch weniger eindeutig sind die Ergebnisse, wenn die (linearen) Trendtests auf Strukturbrüche getestet werden. Hier ergibt sich folgendes Bild: Die Volatilität der meisten Wechselkurse weist einen Strukturbruch auf (1978/79 für USD/DEM, USD/CHF, USD/FRF; 1984 für USD/GBP; 1995/96 für USD/JPY,

USD/CAD und DEM/JPY). Dabei ist die Entwicklungstendenz der Wechselkursvolatilität vor und nach den Strukturbrüchen sehr heterogen verteilt, so dass hier keine eindeutigen Aussagen getroffen werden können (vgl. dazu die Ergebnisse des Abschnitts C.IV.). Die Analyse der Wechselkurse im Europäischen Währungssystem im Abschnitt D.IV. wird aber zeigen, dass, sofern der Zeitraum und die Auswahl der betrachteten Kurse eingeschränkt werden, wesentlich klarere Aussagen möglich sind.

Dennoch lassen sich auch aus der bisherigen Untersuchung interessante Einblicke in mögliche Bestimmungsgründe für die Volatilität von Wechselkursen ziehen:

Das vergleichsweise eindeutige Ergebnis einer steigenden Volatilität des Japanischen Yen reflektiert die besondere Situation Japans in der Weltwirtschaft insbesondere seit den späten 1990er Jahren. Clarida (2000, S. 14) verweist hier darauf, dass Japan selber eine hohe Unsicherheit hinsichtlich seiner zukünftigen wirtschaftlichen Perspektiven generiert, die sich in einer hohen (und steigenden) Wechselkursvolatilität niederschlägt. Weiterhin weisen Cai et al. (2001) darauf hin, dass gerade für das sehr volatile Jahr 1998 der Yen-Dollar-Kurs neben Fundamentaldaten auch in besonderem Maße durch Portfoliumschichtungen institutioneller Investoren beeinflusst wurde.

Der Strukturbruch im Bereich der Jahre 1978/79, der die Kurse des US Dollar gegen die europäischen Währungen Deutsche Mark, Französischer Franc und Schweizer Franken kennzeichnet, mag zum einen in der neuen Ausrichtung der Geldpolitik in Form einer Abkehr von der bis dahin praktizierten Geldmengensteuerung in den Vereinigten Staaten begründet sein. Andererseits mag auch diesseits des Atlantiks die Einführung des Europäischen Währungssystems im Jahr 1979, an dessen Wechselkursmechanismus ja sowohl die Deutsche Mark (gegen die der Schweizer Franken seit etwa Ende der 1970er/Anfang der 1980er Jahre eine hohe Stabilität des nominalen Wechselkurses zeigt) als auch der Französische Franc teilgenommen haben, zu einer Änderung des Verhältnisses zum US Dollar geführt haben (vgl. dazu die Ergebnisse in Abschnitt D.).

Die sinkende Volatilität des Britischen Pfundes gegenüber der Deutschen Mark nach 1984 reflektiert die Annäherung Großbritanniens an Europa, die eine engere Anlehnung der Geldpolitik an diejenige der Deutschen Bundesbank in den späten 1980er Jahren und die vorübergehende Teilnahme am Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems von 1990 bis 1992 einschließt. Etwa ab 1985 kam im Vereinigten Königreich eine intensiver geführte Diskussion um eine Teilnahme am Wechselkursmechanismus des EWS auf (vgl. Johnson, 1994). Gleichzeitig begann die Bank of England ihre Geldpolitik verstärkt an derjenigen der Deutschen Bundesbank auszurichten

und dem Wechselkurs zur Deutschen Mark größere Aufmerksamkeit zu widmen (Artis, 1990; Johnson, 1994).

Auch der Strukturbruch für den kanadischen Dollar 1995/96 kann auf eine geänderte geldpolitische Strategie zurückgeführt werden, so ging Kanada zu Beginn der 1990er Jahre zum Inflation Targeting als geldpolitische Strategie über (vgl. Modigliani/Askari, 1998, S. 164f).

Schließlich lässt sich als weitere Erkenntnis festhalten, dass für etliche Kurse der Volatilitätsanstieg über den Gesamtzeitraum eher das Resultat von schlagartigen Volatilitätsanstiegen als eines langfristigen und gleichmäßigen Trends ist. Dagegen kann die Wechselkursvolatilität für Teilperioden durchaus trendmäßig sinken. Besonders deutlich trifft dies auf den USD/DEM-Kurs zu, der durch zwei Teilperioden zurückgehender Volatilität gekennzeichnet ist, jedoch für den Gesamtzeitraum den Eindruck steigender Volatilität vermittelt, ohne dass dieser Anstieg jedoch signifikant wäre.

Insbesondere der letzte Punkt verdeutlicht, dass sich keine eindeutige Dominanz eines der beiden möglichen Erklärungsansätze für einen Gesamtanstieg der Volatilität, also makroökonomische Schocks für einzelne Wechselkurse oder gemeinsames trendmäßiges Ansteigen der Volatilität aufgrund mikroökonomischer Entwicklungen des Devisenmarktes als Ganzes, ergibt. In Übereinstimmung mit Carlson/Osler (2000) lässt sich somit festhalten, dass ein Teil des auf aggregierter Ebene erkennbaren Volatilitätsanstieges neben Einflüssen, die auf der Marktmikrostruktur von Devisenmärkten beruhen, offensichtlich auch auf Strukturbrüche zurückzuführen ist. Diese spiegeln sich – auch wenn für die synthetischen Körbe kein Strukturbruch erkennbar ist – in den Shifts im Volatilitätsniveau der Einzelkurse wider.

## **IV. Schätzung von Volatilitätskomponenten**

### **1. Volatilitätszerlegung**

Die Ergebnisse des Abschnitts C.III. zeigen das recht deutliche Bild eines Volatilitätsanstiegs auf aggregierter Ebene für die synthetischen Wechselkurskörbe, die weitgehend den gesamten Weltdevisenmarkt abdecken. Jedoch lassen die Einzelergebnisse für die bilateralen Wechselkurse kein klares Bild erkennen: während ansteigende Volatilitätsschätzungen dominieren, zeigt der DEM/GBP-Kurs sinkende Volatilität, für die Kurse USD/FRF und USD/CHF ist keine eindeutige Tendenz erkennbar. Gerade für den wichtigsten Kurs USD/DEM ist, ebenso wie für USD/GBP, zwar ein leichter Volatilitätsanstieg erkennbar, der jedoch nicht signifikant ist.

Die Analyse lässt sich nunmehr erweitern, indem die Volatilitäten der Einzelkurse in zwei Komponenten zerlegt werden, von denen eine die Bewegungen des gesamten Devisenmarktes widerspiegelt, während die andere die Schwankungen des einzelnen Kurses beschreibt. Die Methodik geht zurück auf Campbell et al. (2001), wo sie für Aktienmärkte eingeführt wurde, und dort die Volatilität in die Komponenten „Marktvolatilität“, „Branchenvolatilität“ und „spezifische Volatilität“ (dort: „idiosyncratic volatility“) zerlegt. Sie lässt sich weitgehend auf den vorliegenden Fall von Devisenmärkten übertragen, mit dem Unterschied, dass hier auf ein Analogon zu einzelnen Branchen verzichtet wird. Es wird also lediglich zwischen Marktvolatilität (eines synthetischen Korbes) und spezifischer Volatilität unterscheiden.

Ausgangspunkt ist, wie in den vorhergehenden Abschnitten, ein synthetischer Korb, der die acht bilateralen Einzelkurse beinhaltet. Seine Rendite  $r_{M,t}$  ergibt sich als gewichteter Durchschnitt der Einzelrenditen  $r_{i,t}$  der acht enthaltenen Kurse<sup>5</sup>:

$$(37) \quad r_{M,t} = \sum_{i=1}^8 w_i \cdot r_{i,t}$$

Die so ermittelte Rendite für den synthetischen Korb unterscheidet sich in seiner Berechnung geringfügig von der in den vorherigen Abschnitten verwendeten Korbrendite, da die beiden Methoden – Berechnung des Korbes aus den Niveaus der Einzelkurse mit anschließender Renditeberechnung wie in den Abschnitten C.II. und C.III. oder Ermittlung der Korbrendite als Durchschnitt der Einzelrenditen – nicht völlig äquivalent sind. Jedoch wirkt sich die Art der Berechnung nicht auf die Ergebnisse aus. Ein grundsätzliches Problem bei der Übertragung der Methodik von Aktien- auf Devisenmärkte ergibt sich dadurch, dass es für Wechselkurse keine eindeutig bestimmte Richtung der Kursbewegung gibt. Während sich für Aktien Auf- und Abwärtsbewegungen unterscheiden lassen, sind Wechselkurse ja prinzipiell symmetrisch angelegt und der Verlauf des Korbes hängt von der Notierung (Preis- bzw. Mengennotierung) ab. Diesem Problem wurde hier dadurch begegnet, dass jeweils die gemäß dem Devisenhandelsvolumen bedeutendere Währung in der Preisnotierung dargestellt wird. Jedoch können die Ergebnisse je nach Vorgehen leicht differieren.

---

<sup>5</sup> Wegen des aus den vorhergehenden Abschnitten erkennbaren geringen Einflusses der Korbgewichtung auf die Ergebnisse wird hier eine Gleichgewichtung zugrunde gelegt.



Gleichung (37) impliziert, dass die Rendite eines einzelnen Wechselkurses definitionsgemäß in engem Zusammenhang zur Rendite des gesamten Korbes steht, womit sich ein ähnlicher Zusammenhang wie im Capital Asset Pricing Model (CAPM) ergibt<sup>6</sup>:

$$(38) \quad r_{i,t} = \beta_i \cdot r_{M,t} + \tilde{\epsilon}_{i,t}$$

$\beta_i$  charakterisiert den Zusammenhang zwischen den Bewegungen der Einzelkurse und denen des Korbes, ohne dass damit eine kausale Beziehung angedacht wäre. Der Wert des  $\beta_i$  ergibt sich somit einerseits konstruktionsbedingt aus dem direkten Zusammenhang zwischen der Rendite eines Einzelkurses und der Rendite des Korbes, die sich aus dem Wert des jeweiligen Gewichtes  $w_i$  ergibt. Andererseits besteht aber auch ein indirekter Zusammenhang, der sich aus den Kovarianzen zwischen der Rendite  $r_{i,t}$  des Wechselkurses  $i$  und den Renditen  $r_{j,t}$ ,  $j \neq i$  der anderen Kurse bestimmt. Somit ist  $\beta_i$  hinsichtlich Vorzeichen und Größe unbestimmt, jedoch summieren sich die gewichteten  $\beta_i$  zu eins auf:

$$(39) \quad \sum_{i=1}^8 w_i \cdot \beta_i = 1$$

Andererseits gilt per definitionem, dass die Rendite des Korbs  $r_{M,t}$  und das kursspezifische Residuum  $\tilde{\epsilon}_{i,t}$  unkorreliert sind, so dass sich die Varianz der Einzelkursrendite  $r_{i,t}$  in folgender Weise zerlegen lässt:

$$(40) \quad \text{Var}(r_i) = \beta_i^2 \cdot \text{Var}(r_M) + \text{Var}(\tilde{\epsilon}_i)$$

Bei der praktischen Anwendung von (40) ergibt sich das Problem, dass zur Ermittlung der  $\beta_i$  sämtliche Kovarianzen zwischen den bilateralen Kursen zu ermitteln sind, die im Zeitablauf möglicherweise instabil sind und deren Schätzung somit eine zusätzliche Quelle der Unsicherheit darstellt. Es ist aber möglich (siehe Campbell et al., 2001), die Zerlegung noch zu vereinfachen.

---

<sup>6</sup> In der Tradition des CAPM wird der proportionale Zusammenhang zwischen dem Wechselkurskorb als Analogon für den Markt und dem Einzelkurs  $i$  mit  $\beta_i$  bezeichnet, ohne dass sich die inhaltliche Interpretation ohne weiteres übertragen ließe. Für eine Herleitung des CAPM, die hier nicht Gegenstand der Betrachtung ist, siehe Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966).

Betrachte dazu die vereinfachte Form der Gleichung (38), in der für  $\beta_i$  zunächst der Wert eins angenommen wird:

$$(41) \quad r_{i,t} = r_{M,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Werden die Gleichungen (38) und (41) gleichgesetzt und nach  $\varepsilon_{i,t}$  aufgelöst, ergibt sich für das Residuum  $\varepsilon_{i,t}$  aus (41) die Beziehung:

$$(42) \quad \varepsilon_{i,t} = (\beta_i - 1) \cdot r_{M,t} + \tilde{\varepsilon}_{i,t}$$

Im Gegensatz zu  $\tilde{\varepsilon}_{i,t}$  und  $r_{M,t}$  sind also  $\varepsilon_{i,t}$  und  $r_{M,t}$  nicht orthogonal. Dies wäre lediglich für die Spezialfälle  $\beta_i=1$  oder  $r_{M,t}=0$  der Fall. Daher kann auch nicht wie in Gleichung (40) eine Varianzzerlegung ohne Berücksichtigung der Kovarianzen zwischen  $r_{M,t}$  und  $\varepsilon_{i,t}$  durchgeführt werden, sondern sie sind explizit zu berücksichtigen. Es ergibt sich jedoch unter Berücksichtigung der Beziehung aus (42) die folgende Darstellung für die Varianz von  $r_{i,t}$ :

$$(43) \quad \begin{aligned} \text{Var}(r_{i,t}) &= \text{Var}(r_{M,t}) + \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) + 2 \cdot \text{Cov}(r_{M,t}, \varepsilon_{i,t}) \\ &= \text{Var}(r_{M,t}) + \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) + 2 \cdot \text{Cov}(r_{M,t}, (\beta_i - 1) \cdot r_{M,t}) \\ &= \text{Var}(r_{M,t}) + \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) + 2 \cdot (\beta_i - 1) \cdot \text{Var}(r_{M,t}) \end{aligned}$$

Es ist also nicht möglich, auf Basis einzelner Kurse eine Varianzzerlegung durchzuführen, ohne vergleichsweise aufwändig die  $\beta_i$  zu schätzen, was eine zusätzliche Unsicherheitsquelle bedeutet. Da sich die gewichteten  $\beta_i$  jedoch zu eins addieren, siehe Gleichung (39), lässt sich dieses Problem umgehen, indem der Übergang von der Varianz eines bilateralen Kurses in (43) zu deren gewichteten Varianzen erfolgt. In diesem Falle summieren sich die  $\beta_i$  zu 1 auf (vgl. Gleichung 39) und der Kovarianzterm verschwindet völlig:

$$(44) \quad \sum_{i=1}^8 w_i \cdot \text{Var}(r_{i,t}) = \text{Var}(r_{M,t}) + \sum_{i=1}^8 w_i \cdot \text{Var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{M,t}^2 + \sigma_{\varepsilon,t}^2$$

Dabei lässt sich  $\sum_{i=1}^8 w_i \cdot \text{Var}(r_{i,t})$  als die erwartete Volatilität eines mit der Wahrscheinlichkeit  $w_i$  zufällig ausgewählten Kurses interpretieren (vgl. Campbell et al., 2001, S. 6), womit eine Varianzzerlegung in die Varianz  $\sigma_{M,t}^2$  des synthetischen Korbs und die (erwartete) spezifische Varianz  $\sigma_{\varepsilon,t}^2$  der Einzelwährungen zur Verfügung steht, die ohne Schätzung der  $\beta_i$  auskommt.

Es ist nun möglich, neben der Analyse der Volatilität der Wechselkurskörbe – diese wurde bereits in Abschnitt C.III.1. durchgeführt – auch die Volatilität der Einzelkurse in einer einzigen Reihe in komprimierter Form zu analysieren.

## 2. Schätzverfahren

Ausgehend von den Überlegungen des Abschnittes C.III.1. lässt sich die Varianzzerlegung leicht durchführen. Die Durchführung erfolgt nach der Errechnung der Markttrendite gemäß Gleichung (37) in drei Schritten:

1. Zunächst ist für jeden 60-Tageszeitraum  $k$  die Volatilität  $\sigma_{M,k}^2$  der Markttrendite zu berechnen:

$$(45) \quad \hat{\sigma}_{M,k}^2 = \sum_{t \in k} (r_{M,t} - \bar{r}_{M,k})^2$$

Dabei bezeichnet  $r_{M,t}$  wie in Gleichung (37) die Markttrendite im Zeitpunkt  $t$  und  $\bar{r}_{M,k}$  die mittlere Markttrendite im Intervall  $k$ .

2. Zweitens ist, ebenfalls für jeden 60-Tageszeitraum, das wechselkursspezifische Residuum der Regressionsgleichung (41) zu ermitteln. Die Residuenquadrate für jeden einzelnen Wechselkurs  $i$  werden anschließend über das entsprechende Intervall  $k$  aufsummiert:

$$(46) \quad \hat{\sigma}_{\varepsilon,i,k}^2 = \sum_{t \in k} \varepsilon_{i,t}^2$$

3. Da, wie bereits erläutert, die kursspezifischen Volatilitäten  $\hat{\sigma}_{\varepsilon,i,k}^2$  der Einzelkurse über alle Wechselkurse aufsummiert werden müssen, um die Schätzung der  $\beta_i$  zu ersparen, vgl. Gleichung (44), erfolgt dies im nächsten Schritt:

$$(47) \quad \hat{\sigma}_{\varepsilon,k}^2 = \sum_{i=1}^8 w_i \hat{\sigma}_{\varepsilon,i,k}^2$$

Als Ergebnis stehen nun die Reihen der aggregierten Volatilität  $\{\hat{\sigma}_{M,k}^2\}_{k=1,\dots,107}$  und der spezifischen Volatilität  $\{\hat{\sigma}_{\varepsilon,i,k}^2\}_{k=1,\dots,107}$  für die weitere Analyse zur Verfügung. Da die Gewichtung der Einzelkurse das Ergebnis nicht substantiell beeinflusst, werden hier ausschließlich die Resultate für einen gleichgewichteten Korb verwendet.

### 3. Schätzergebnisse

Eine graphische Darstellung der aggregierten und der spezifischen Volatilität findet sich in Abbildung 7. Auch hier sind für eine übersichtlichere Darstellung wieder gleitende Dreimonatsdurchschnitte hinzugefügt. Als erstes Ergebnis ist zunächst festzuhalten, dass sich beide Komponenten in einer ähnlichen Größenordnung bewegen, wobei die aggregierte Volatilität meist etwas höher liegt. Zweitens ist die Korrelation vergleichsweise niedrig: Die Korrelation liegt bei 0,318 (Pearson) bzw. 0,257 (Spearman), ist aber in jedem Fall hochsignifikant.

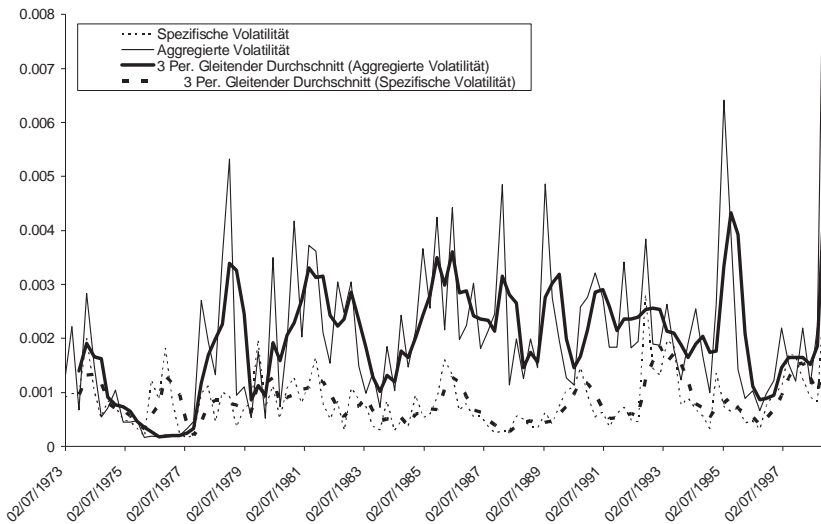


Abbildung 7: Graphische Darstellung der spezifischen Volatilität und der aggregierten Volatilität des ungewichteten Korbes 1

Für die Marktvolatilität lässt sich bereits optisch ein leichter Aufwärtstrend erkennen, während ein solcher für die spezifische Volatilität nicht deutlich sichtbar ist. Dieser Eindruck wird durch eine Trendanalyse, die völlig analog zu Abschnitt C.III. durchgeführt wird, bestätigt. Die Ergebnisse der Tests finden sich in Tabelle 8. Tatsächlich wird für die aggregierte Volatilität ein signifikanter Aufwärtstrend erkannt, für die spezifische Volatilität ergeben sich jedoch zwar positive, gleichwohl nicht signifikante Trendparameter. Somit

werden die Ergebnisse des Abschnitts C.III., dass nämlich auf aggregierter Ebene zwar ein trendmäßiger Anstieg der Volatilität erkennbar ist, jedoch für die individuellen Kurse eine derartige Aussage nicht getroffen werden kann, bestätigt. Beim hier vorgestellten Ansatz entfällt im Vergleich zur Betrachtung einzelner Kurse im vorhergehenden Abschnitt zumindest ein Problem: Der QLR-Test zeigt keinerlei Strukturbrüche an.

Tabelle 8

**Trendanalyse für aggregierte und spezifische Volatilität**

	Aggregierte Volatilität	Spezifische Volatilität
$a \cdot 10^6$ <sup>(a)</sup>	2,053*** (0,000)	1,048 (0,503)
QLR <sup>(b)</sup>	9,213	7,144
Spearman Rho <sup>(c)</sup>	0,385*** (0,000)	0,022 (0,825)

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

(a) Steigung eines linearen Trends im Zeitverlauf.

(b) QLR: Quandt's Likelihood Ratio Test auf Strukturbruch. Die kritischen Werte für  $QLR = \max(F_T(\pi))$  nach Andrews (1993) sind (korrespondierendes Signifikanzniveau in Klammern): 10,50 (10 %), 12,27 (5 %), 16,04 (1 %)

(c) Nichtparametrischer Trendtest auf Basis von Spearman's Rho.

Tabelle 9

**Trendanalyse für durchschnittliche Korrelation**

	$a \cdot 10^5$ <sup>(a)</sup>	QLR <sup>(b)</sup>	Spearman Rho <sup>(c)</sup>
1973-1998	3,498 (0,501)	13,398** (Dez. 1989/Jan. 1990)	0,078 (0,422)
1973-1989	38,752*** (0,000)		0,443*** (0,000)
1990-1998	-36,720* (0,058)		-0,314* (0,058)

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an. \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

(a) Steigung eines linearen Trends im Zeitverlauf.

(b) QLR: Quandt's Likelihood Ratio Test auf Strukturbruch. Die kritischen Werte für  $QLR = \max(F_T(\pi))$  nach Andrews (1993) sind (korrespondierendes Signifikanzniveau in Klammern): 10,50 (10 %), 12,27 (5 %), 16,04 (1 %)

(c) Nichtparametrischer Trendtest auf Basis von Spearman's Rho.

Die Tatsache, dass zwar auf aggregierter Ebene, jedoch nicht in der Disaggregation ein signifikanter Aufwärtstrend der Wechselkursvolatilität erkannt wird, lässt darauf schließen, dass möglicherweise die Korrelation der Bewegungen der bilateralen Kurse im Zeitablauf zugenommen hat. Entsprechend wird, auch hier in methodischer Analogie zu Campbell et al. (2001), die zeitliche Entwicklung der Korrelationen zwischen den einzelnen Wechselkursrenditen einer genaueren Betrachtung unterzogen. Zu diesem Zweck wird eine Reihe durchschnittlicher Korrelationen der bilateralen Wechselkursrenditen ermittelt, indem zunächst für jedes Intervall von 60 Tagen sämtliche (d.h. bei acht Wechselkursen  $7+6+...+1=28$ ) Korrelationen der bilateralen Wechselkurse berechnet und diese gemittelt werden, wobei hier wiederum sämtliche Kurse mit dem gleichen Gewicht eingehen.

Eine Analyse des Trendverhaltens dieser Reihe findet sich für den Gesamtzeitraum in der ersten Zeile der Tabelle 9. Auch für die durchschnittliche Korrelation je 60-Tageszeitraum lässt sich somit kein signifikanter Trend feststellen. Allerdings zeigt die QLR-Statistik an, dass ein Strukturbruch etwa um die Jahreswende 1989/90 zum Signifikanzniveau von 5 % vorliegt. Es bietet sich also an, die Trendanalyse für die beiden Teilperioden 1973-1989 und 1990-1998 noch einmal getrennt durchzuführen. Die Ergebnisse dieser Berechnung finden sich für die Korrelation den Zeilen zwei und drei der Tabelle 9. Hier ist nun erkennbar, dass die Korrelation zwischen den bilateralen Wechselkursen für den Zeitraum 1973 bis 1989 einen vergleichsweise starken und hochsignifikanten Anstieg aufweist, während sie für die Zeit nach 1990 auf niedrigerem Signifikanzniveau abnimmt. Offensichtlich ist die Zunahme der Gesamtvolatilität des Marktes zu einem großen Teil auf die deutliche Erhöhung der Korrelation zwischen den Einzelkursen im Zeitraum vor 1990 zurückzuführen.

#### 4. Zwischenfazit

Somit ergibt sich bei einer Betrachtung über den Gesamtzeitraum etwa folgendes Bild: Die Volatilität des Korbes, der hier den Gesamtmarkt repräsentiert, zeigt über den gesamten Zeitraum einen signifikanten Aufwärtstrend. Dieser lässt sich gleichermaßen auf einen Anstieg der spezifischen Volatilität als auch der Korrelation zwischen den Einzelkursen zurückführen, ohne dass diese Anstiege für sich genommen jedoch von einem signifikanten Ausmaß wären. Jedoch scheint die steigende Korrelation der Wechselkursänderungen zwischen 1973 und 1990 diesen Effekt maßgeblich beeinflusst zu haben, was auch mit bestehenden Argumenten zur Begründung einer gestiegenen Volatilität harmoniert. Foley (1993, S. 109) weist beispielsweise darauf hin, dass sich das internationale Währungssystem seit Beginn der 1970er Jahre von einem stark auf den US Dollar ausgerichteten Verbund auf ein tripolares System um

den US Dollar, die Deutsche Mark und den Japanischen Yen entwickelt hat, welches stärkere Korrelationen zwischen den Bewegungen der Einzelkurse aufweist und somit als Ganzes volatiler geworden ist: Während im unipolaren System sämtliche Währungen bei geringer Korrelation um den US Dollar schwanken, besteht im tripolaren System eine verstärkte Tendenz der Währungen eines Blockes, sich gemeinsam unter hoher Korrelation gegenüber dem US Dollar zu bewegen. Weiterhin mag auch die Globalisierung, hier insbesondere die Integration internationaler Finanzmärkte, zur steigenden Korrelation zwischen den Kursen beigetragen haben.

## V. Fazit

Der zweite Abschnitt zeigt, dass es außerordentlich schwierig ist, pauschale Aussagen über die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität zu treffen. Aus theoretischer Sicht gibt es gute Gründe, die sowohl eine sinkende als auch eine steigende Volatilität plausibel erscheinen lassen. Diese Änderungen können als abrupte Änderungen durch makroökonomische Schocks oder als stetige, trendmäßige Veränderungen durch mikroökonomische Effekte verlaufen. Letztlich zeigen die Ergebnisse eine Mischung beider Effekte.

Zunächst lässt sich feststellen, dass unabhängig von der Darstellung, d.h. vom verwendeten Volatilitätsmaß, von der Gewichtung der Einzelkurse und von der Korbbildung für die Kurse (in Abschnitt C.III.) oder für die Renditen (in Abschnitt C.IV.) offenbar auf aggregierter Ebene als Proxy für den gesamten Devisenmarkt eine langfristige Zunahme der Volatilität festzustellen ist. Weiterhin können für sämtliche Korbdarstellungen keinerlei signifikante Strukturbrüche festgestellt werden. Es gibt also offensichtlich keine Makroschocks, die sämtliche Kurse so stark betreffen, dass sie auf den Gesamtmarkt durchschlagen.

Das Ergebnis wird weniger eindeutig, wenn statt der Körbe Einzelkurse betrachtet werden. Für die acht wichtigsten bilateralen Wechselkurse, die auch die Basis des synthetischen Korbes sind, finden sich sehr unterschiedliche Trends. Zwar ist generell eher ein Anstieg der Volatilität festzustellen, jedoch ist dieser abseits von den Kursen des Japanischen Yen und des Kanadischen Dollar meist nicht signifikant. Stattdessen finden sich Strukturbrüche in großer Menge, wobei sich zwei Blöcke erkennen lassen: Für einen Deutsche Mark-Block, bestehend aus eben der Deutschen Mark, Französischem Franc und Schweizer Franken, findet sich ein Strukturbruch etwa im Jahr 1978/79, während sich für die beiden Kurse des Japanischen Yen gegenüber dem US Dollar und der Deutschen Mark, aber auch des Kanadischen Dollar gegenüber dem US Dollar ein Strukturbruch Mitte der 1990er Jahre herausbildet.

Schließlich scheint der Japanische Yen/Kanadischer Dollar-Block auch zu einem Großteil für den Volatilitätsanstieg auf dem Gesamtmarkt verantwortlich zu sein: Dies sind die Kurse, die bei der Einzelbetrachtung den deutlichsten Volatilitätsanstieg zeigen, was auch bei der Berücksichtigung von Strukturbrüchen Bestand hat.

Interessanterweise korrespondieren sämtliche Strukturbrüche für die Einzelkurse gut mit historischen Ereignissen, die überwiegend (Deutscher Mark-Block, Britisches Pfund, Kanadischer Dollar) auf die Geld- und Wechselkurspolitik entfallen, lediglich für die Situation Japans mag eher die gesamtwirtschaftliche Situation entscheidend zu sein.

Eine Volatilitätszerlegung in die Volatilität des Marktes (wiederum repräsentiert durch einen synthetischen Korb von Wechselkursen) und der bilateralen Kurse bestätigt zunächst das Bild einer signifikant steigenden Gesamtvolatilität. Diese scheint sowohl auf einen Anstieg der Volatilität der Einzelkurse als auch auf eine zunehmende Korrelation (insbesondere vor 1990) zwischen diesen zurückzuführen zu sein. Jedoch sind beide letztgenannten Effekte schwach ausgeprägt und für sich genommen nicht signifikant. Für die Korrelation zwischen den Einzelkursen ergibt sich darüber hinaus ein Strukturbruch etwa im Bereich des Jahreswechsels 1989/90. Für die Zeit vor 1990 ist ein sehr starker Anstieg der Korrelation auszumachen, so dass der Anstieg der Gesamtvolatilität wohl zu einem gewichtigen Teil auf diesen Zeitraum zurückzuführen ist.

Die bisherige Analyse zeigt, wie schwierig es ist, für einen derart langen Zeitraum (1973 bis 1998) und eine heterogene Auswahl von Einzelkursen klare Ergebnisse zu erhalten. Dies ändert sich möglicherweise, sobald sich die Analyse auf eine Gruppe homogenerer Wechselkurse und einen kürzeren Zeitraum beschränkt. Der folgende Abschnitt D. befasst sich folgerichtig mit dem Europäischen Währungssystem zwischen 1979 und 1998. Die Ergebnisse der Strukturbruchuntersuchung in Abschnitt C.III.3. haben ja bereits angedeutet, dass die Währungen des Deutsche Mark-Blocks offensichtlich hinsichtlich ihrer Volatilitätsentwicklung eine vergleichsweise homogene Gruppe bilden. Zwar sind von den drei beteiligten Währungen lediglich Deutsche Mark und Französischer Franc, nicht jedoch der Schweizer Franken, Teilnehmer am Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems gewesen, jedoch lässt die im Vergleich homogene Gruppe der zu untersuchenden Kurse auf eine einheitliche Entwicklungsrichtung der Kursvolatilität hoffen.



## **D. Die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität: Das Europäische Währungssystem**

### **I. Einführung**

Mit der Realisierung der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion im Jahr 1999 hat das Europäische Währungssystem (EWS) in seiner bisherigen Form<sup>1</sup> zu existieren aufgehört. Seiner Entstehung ging neben dem Fernziel einer einheitlichen europäischen Währung, wie sie letztlich mit dem Euro realisiert wurde, der Wunsch voraus, die Voraussetzungen für eine realwirtschaftliche Integration Europas zu schaffen. Damit lassen sich als Ziele bei der Errichtung des Europäischen Währungssystems einerseits die Angleichung und gleichzeitige Senkung der Inflationsraten der Teilnehmerländer, andererseits die Stabilisierung der Wechselkurse zwischen den Teilnehmerländern festhalten. Beides gemeinsam, Gros/Thygesen (1998, S.112) bezeichnen dies als *internal* und *external dimension*, sollte dann zu einer Zone „monetärer Stabilität“ führen.

Dabei ist festzustellen, dass Untersuchungen zur Konvergenz der teilnehmenden Volkswirtschaften durchaus kontroverse Ergebnisse liefern. So scheinen die Ergebnisse etwa darauf hinzuweisen, dass einerseits eine Konvergenz der Inflationsraten erzielt wurde, andererseits diese aber teilweise zu Lasten der Niedriginflationländer ging. Während also die Teilnehmerstaaten mit höheren Inflationsraten durch geringere Preisniveausteigerungen profitierten, fand ein Inflationsexport in die Niedriginflationländer statt. Für andere real-

---

<sup>1</sup> Bekanntlich fand das ehemalige EWS (1979 bis 1998) seine Fortsetzung im EWS II (ab 1999), das (bzw. dessen Wechselkursmechanismus) nur noch die drei Währungen Euro, Dänische Krone und Griechische Drachme (bis Ende Dezember 2000) umfasste, während das Britische Pfund und die Schwedische Krone nicht am Wechselkursmechanismus des EWS II teilnehmen. Im Gegensatz zum grundsätzlich symmetrisch ausgelegten EWS I bildet im EWS II der EURO einen Anker für die restlichen Währungen. Der Wechselkursmechanismus des EWS wird im Vorfeld der Euroeinführung in den mittel- und osteuropäischen Transformationsländern erneut größere Bedeutung gewinnen, wenn diese Länder vor ihrem Beitritt zur Währungsunion für eine Übergangszeit Teilnehmer am Wechselkursmechanismus werden, wie dies seit dem 27. Juni 2004 von Estland, Litauen und Slovenien praktiziert wird.

wirtschaftliche Indikatoren, wie etwa Löhne und Produktion, konnten Effekte durch das EWS<sup>2</sup> nicht eindeutig nachgewiesen werden.

Hinsichtlich der gegenüber den genannten Wirkungen naturgemäß enger mit dem EWS verbundenen Wechselkursentwicklung traten im Wesentlichen zwei Ziele in den Vordergrund. Erstens bestand die Hoffnung, mit Hilfe des Paritätensystems unter Anwendung bedarfsweiser Anpassungen der Paritäten (Realignments) die Wechselkurse im Vergleich zu flexiblen Kursen näher an deren durch die Kaufkraftparität gegebene Fundamentalwerte zu bringen. Zweitens sollte das EWS die Wechselkursvolatilität zwischen den Teilnehmerländern verringern (für eine Diskussion siehe Sarno, 1997; Gros/Thygesen, 1998).

Neben dieser optimistischen Sichtweise gab es auch die Befürchtung, das EWS könne zu einer Unterdrückung von Marktmechanismen und somit zur Bildung ineffizienter Wechselkurse führen (zur Debatte um die Vor- und Nachteile der Errichtung des EWS siehe beispielsweise Giavazzi, Micossi und Miller, 1988).

Im Ergebnis konnte die Implementierung des EWS erstens dazu führen, dass die Wechselkursvolatilität zwischen den EWS-Teilnehmerländern auf andere Märkte transferiert würde, etwa hin zu den Wechselkursen zwischen EWS- und Nicht-EWS-Ländern. Das hieße Risiken wären vom Inneren des EWS zu seinen Außengrenzen übertragen worden (Hughes Hallett/Anthony, 1997). Damit wäre die Volatilität gegenüber den anderen EWS-Währungen gesunken, während die Volatilität des effektiven Wechselkurses<sup>3</sup> möglicherweise sogar gestiegen wäre, da lediglich eine Verlagerung der Volatilität von Kursen gegenüber einer Gruppe von Währungen (den Teilnehmern am Wechselkursmechanismus) zu denen der restlichen Währungen erfolgt wäre.

Zweitens ist denkbar, dass die Reduktion der Wechselkursvolatilität zu einem gesteigerten Risiko durch höhere Momente der Verteilung von Wechselkursen (bzw. deren Renditen) führt (Hughes Hallett/Anthony, 1997). So lassen sich die Schiefe und die Kurtosis von Wechselkursrenditen unmittelbar mit dem Risiko dieses Kurses in Verbindung bringen (siehe dazu die Diskussion von Risikomaßen in Abschnitt D.II.3.).

---

<sup>2</sup> Zur sprachlichen Vereinfachung wird im Folgenden der Begriff EWS synonym mit dem Wechselkursmechanismus des EWS verwendet.

<sup>3</sup> Der Wechselkurs gegen einen in der Regel nach Handelsanteilen gewichteten Währungskorb, der die Gesamtentwicklung des Außenwertes einer Währung darstellen soll.

Eine andere, dritte Form des Transfers von Wechselkursrisiken wäre derjenige zu völlig anderen Märkten der Volkswirtschaft, auf andere Finanzmärkte (Artis/Taylor, 1988, 1989, 1994; Sarno, 1997) oder in die Realwirtschaft (Sachs, 1986; Hughes Hallett/Minford, 1990).

Dabei scheidet wegen der alleinigen Ausrichtung auf Wechselkurse im Rahmen dieses Abschnittes der dritte Aspekt – die Übertragung von Risiken auf andere Märkte abseits des Devisenmarktes – für die weitere Betrachtung aus. Dagegen werden die beiden erstgenannten Aspekte, also die Übertragung des Wechselkursrisikos auf die Außengrenzen des Europäischen Währungssystems oder auf höhere Momente der Verteilung der Wechselkursrenditen, im Folgenden einer eingehenden Betrachtung unterzogen, zunächst in Form einer komparativ-statischen Analyse (Abschnitt D.III.), anschließend als eine Trenduntersuchung, die analog zu der Untersuchung für flexible Wechselkurse im Abschnitt C. verläuft (Abschnitt D.IV.).

Ihren besonderen Reiz gewinnt die Untersuchung dadurch, dass mit dem Ende des Europäischen Währungssystems zu Beginn des Jahres 1999 nun die gesamte Historie dieses ehrgeizigen Projektes zur Verfügung steht. Somit lässt sich seine Geschichte über zwanzig Jahre (exakt vom 13. März 1979 bis zum 31. Dezember 1998) verfolgen und kann einer abschließenden Bewertung unterzogen werden, verbunden mit der Fragestellung, welche Lehren aus seiner Geschichte für zukünftige Währungsintegrationen gezogen werden können.

## **II. Daten und Methoden**

### **1. Grundsätzliche Überlegungen zum Untersuchungsansatz**

Untersuchungen zu den Auswirkungen des Europäischen Währungssystems auf die Wechselkurse der beteiligten Währungen lassen sich regelmäßig und grob in vier Gruppen unterteilen (in der Regel werden mehrere der Untersuchungsrichtungen berührt):

1. Untersuchungen, die das Europäische Währungssystem als eigenständige Untersuchungsgegenstand auffassen, also weder andere Wechselkurse als Kontrollgruppe, noch den Zeitraum vor der Errichtung des Europäischen Währungssystems zum Vergleich heranziehen. In diese Gruppe fallen etwa die Arbeiten von Nieuwland/Verschoor/Wolff (1994) sowie Engel/Hakkio (1996).
2. Eine zweite Gruppe untersucht die Wirkungen des Europäischen Währungssystems für verschiedene Teilperioden der EWS-Historie. Natürliche Kandidaten für derartige Teiluntersuchungen bilden etwa der französische

sische Politikwechsel 1983, in dessen Folge eine lang anhaltende Phase relativer nominaler Stabilität im Europäischen Währungssystem begann, welches durch einen Rückgang der Häufigkeit von Paritätenanpassungen geprägt wurde, das Abkommen von Basel-Nyborg 1987 oder die Krise des Europäischen Währungssystems im Jahr 1992. In diesem Fall handelt es sich bei strenger Betrachtung nicht um Versuche das Europäische Währungssystem in seiner Gesamtheit zu beurteilen. Zu den Untersuchungen dieser Gruppe zählen unter anderem Artis/Taylor (1988, 1989), Sarno (1997) und Bodart/Reding (1999).

3. Drittens lassen sich Wechselkurse für die Zeit vor und nach der Errichtung des Europäischen Währungssystems vergleichen. Damit wird ausschließlich der Akt seiner Einführung einer kritischen Betrachtung unterzogen. Diese Gruppe umfasst beispielsweise Diebold/Pauly (1988), Hassapis (1995), sowie Hughes Hallett/Anthony (1997) und Gros/Thygesen (1998).
4. Schließlich befasst sich eine vierte Gruppe mit einem Vergleich der Wechselkurse innerhalb und außerhalb des Europäischen Währungssystems (Artis/Taylor, 1994, sowie ebenfalls Hughes Hallett/Anthony, 1997).

Diese Untersuchungsrichtungen haben individuelle Stärken und Schwächen. Während die erste Untersuchungsrichtung nur wenige Aussagen über den Erfolg des Europäischen Währungssystems zulässt, da es an Vergleichsmöglichkeiten fehlt, kann der zweite Ansatz nur Effekte innerhalb der EWS-Historie beleuchten, ohne eine Gesamteinschätzung im Vergleich zur Situation ohne bzw. vor dem Europäischen Währungssystem zu liefern.

Der dritte Ansatz wiederum leidet unter der Problematik möglicherweise erheblicher Unterschiede in den äußeren Umständen. Er läuft im Wesentlichen hinaus auf einen Vergleich des Zeitraumes zwischen dem System von Bretton Woods 1973 und der Errichtung des Europäischen Währungssystems im Jahr 1979 einerseits und der Periode zwischen 1979 und der Einführung des Euro im Januar 1999 andererseits. Somit werden sehr heterogene Zeiträume verglichen, was noch dadurch verschärft wird, dass auch die beiden Vergleichszeiträume in sich wiederum durch sehr unterschiedliche Rahmenbedingungen geprägt sind. So umfasst etwa die EWS-Historie die zweite Ölkrise 1979 bis 1981, die weltweite Rezession 1980 bis 1982, die starke Dollar-Aufwertung in der ersten und -Abwertung in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre, die Deutsche Wiedervereinigung 1990 und den rasanten Anstieg der Aktienmärkte in den späten 1990er Jahren. Auch die institutionellen Umstände haben sich in diesem Zeitraum mit dem zunehmenden Einfluss nicht realwirtschaftlich mo-

tivierter Transaktionen auf den Devisenmärkten deutlich geändert. So ist für diesen Zeitraum auch ein zunehmender Einfluss institutioneller Investoren auf die Finanzmärkte im Allgemeinen wie auch insbesondere auf die Devisenmärkte zu verzeichnen.

Folgerichtig liegt daher der Schwerpunkt dieses Abschnittes auf dem vierten Ansatz, d.h. dem Vergleich der Wechselkurse innerhalb des Europäischen Währungssystems mit Wechselkursen, die nicht an diesem Mechanismus teilgenommen haben. Ein komparativ-statistischer Vergleich soll lediglich im Abschnitt D.III. einige grundsätzliche Eigenschaften der Wechselkursrenditen innerhalb des Europäischen Währungssystems erhellen und die Einmaleffekte durch die Errichtung des Europäischen Währungssystems darstellen.

## 2. Datenauswahl

Für die Untersuchung stehen wiederum, wie in Abschnitt C., Daten der Deutschen Bundesbank zur Verfügung. Der Untersuchungszeitraum beginnt am 13.3.1979 und endet am 30.12.1998. Damit umfasst er 4.958 Handelstage. Für die Analyse in Abschnitt D.III. wurde darüber hinaus die Datenbasis um den Zeitraum flexibler Kurse zwischen dem Zusammenbruch des Systems von Bretton Woods 1973 und der Einrichtung des EWS ergänzt. Diese Periode umfasst weitere 1491 Handelstage.

Für die Gruppe der EWS-Währungen wurden jene ausgewählt, die seit 1979 am Wechselkursmechanismus teilgenommen haben. Dies sind die Deutsche Mark (DEM), der Französische Franc (FRF), die Italienische Lira (ITL), der Niederländische Gulden (NLG), der Belgische Franc (BEF), die Dänische Krone (DKK) und das Irische Pfund (IEP). Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Italienische Lira nicht während des gesamten Zeitraumes am Wechselkursmechanismus teilgenommen hat. Angesichts der wirtschaftlichen und kulturellen Bedeutung Italiens für Europa und des vergleichsweise langen Zeitraumes seiner Teilnahme am Wechselkursmechanismus wurde die Italienische Lira jedoch in die Untersuchung einbezogen, wobei hier eine verkürzte Reihe verwendet werden musste. Diese beginnt ebenfalls im März 1979, endet jedoch mit Italiens Austritt aus dem Wechselkursmechanismus im September 1992. Die Zeit nach dem erneuten Eintritt im November 1996 wurde dagegen, weil es sich um einen vergleichsweise kurzen Zeitraum handelt, vernachlässigt.

Einen weiteren Sonderfall bildet das Irische Pfund. Dieses war seit seiner Einführung 1927 zu einem Kurs von 1:1 fest an das Britische Pfund gebunden, erst mit der Errichtung des EWS wurde diese Regelung aufgehoben (vgl. Walsh, 1994), so dass für das irische Pfund keine Daten vor 1979 zur Verfügung stehen. Aufgrund dieser Vorgeschichte und der engen wirtschaftlichen

Verflechtung mit dem Vereinigten Königreich war das Irische Pfund stets stärkeren Außeneinflüssen ausgesetzt als andere Währungen des EWS. Es wird sich zeigen, dass sich die Sonderrolle Irlands in den Ergebnissen widerspiegelt.

Nicht berücksichtigt wurden dagegen sämtliche anderen Währungen des EWS, weil diese entweder nur kurzzeitig am Wechselkursmechanismus teilnahmen – dies betrifft das Britische Pfund, siehe dazu die Überlegungen weiter unten – bzw. erst später überhaupt Mitglied der Europäischen Union wurden, dies sind die Spanische Peseta, der Portugiesische Escudo (Beitritt dieser Staaten zur EU 1986, Spanien ist seit 1989 Teilnehmer am Wechselkursmechanismus, Portugal seit 1992) und die Griechische Drachme (Beitritt Griechenlands zur EU 1981, Teilnahme am Wechselkursmechanismus seit 1998), schließlich auch der Österreichische Schilling und die die Finnmark (Beitritt Österreichs und Finnlands zur EU 1995, Teilnahme am Wechselkursmechanismus seit 1995 bzw. 1996).

Besondere Beachtung beim Vergleich der EWS-Wechselkurse ist dabei der Zusammenstellung der Kontrollgruppe zu schenken. Diese soll einen relevanten Anteil des Weltdevisenmarktes repräsentieren, so dass sich hier als wichtigste Währungen der US-Dollar (USD), der Japanische Yen (JPY), das Britische Pfund (GBP) und der Schweizer Franken (CHF), jeweils gegenüber der Deutschen Mark, anbieten. Diese stellen in der genannten Ordnung gemäß der in dreijährigem Abstand erhobenen Statistik der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ, 1996) die Währungen dar, die am gesamten Weltdevisenhandelsumsatz den größten Anteil haben. Dazu sind die Anteile, insbesondere aber die relative Bedeutung der Währungen, im Zeitablauf vergleichsweise stabil. Wechsel gab es lediglich zwischen dem Schweizer Franken und dem Französischen Franc, der sich in der Gruppe der EWS-Währungen findet. So lag im Jahr 1995 der Devisenhandelsumsatz mit Beteiligung des Französischen Franc zwar vor dem Schweizer Franken, ansonsten jedoch stets dahinter.

Problematisch mag die Entscheidung erscheinen, das Britische Pfund der Gruppe der Nicht-EWS-Währungen zuzuschlagen. Bekanntlich nahm das Britische Pfund als Währung eines Mitgliedslandes der Europäischen Union zeitweise am Wechselkursmechanismus des Europäischen Währungssystems teil. Dies betraf jedoch lediglich die Jahre 1990 bis 1992 innerhalb des betrachteten Zeitraumes von zwanzig Jahren. Jedoch erscheint diese Zuordnung vertretbar, da sich bei der Untersuchung auf Strukturbrüche (siehe Abschnitt C.III.3.) keine Auswirkungen der kurzen EWS-Mitgliedschaft zeigen und zudem eine Nichtberücksichtigung des Britischen Pfund die Ergebnisse dieses Abschnittes noch verstärken würde.

Auf Grund der genannten Überlegungen formen die Wechselkurse der genannten Gruppe von Währungen gegenüber der Deutschen Mark eine erste Kontrollgruppe, für die folgende Argumente sprechen:

Die Kontrollgruppe repräsentiert einen erheblichen Anteil des Transaktionsvolumens auf dem Weltmarkt und beinhaltet dabei mit dem DEM/USD-Kurs den weltweit am intensivsten gehandelten Wechselkurs (BIZ, 1993, 1996, 1999). Bei einer Kalkulation auf Basis der Deutschen Mark bilden die genannten Kurse somit einen relevanten Maßstab. Schließlich findet sich diese oder eine ähnliche Auswahl von Wechselkursen auch in zahlreichen empirischen Arbeiten (vgl. exemplarisch Hassapis, 1995; Hughes Hallett/Anthony, 1997) und kann somit als Standard betrachtet werden.

Dennoch mag die Auswahl durchaus kritisch betrachtet werden. Zieht man nämlich die Möglichkeit in Betracht, dass tatsächlich eine Stabilisierung innerhalb des Europäischen Währungssystems auf Kosten der Stabilität zu den Währungen außerhalb des EWS stattgefunden hat, würde dies die Relevanz der Kontrollgruppe verringern. Ist nämlich das Wechselkursrisiko der EWS-Wechselkurse gesunken und zu den Außengrenzen des Systems transferiert worden, hätte dies einen Anstieg des Wechselkursrisikos innerhalb der Kontrollgruppe zur Folge. Sollte also das Risiko der EWS-Kurse im Vergleich zu dieser Gruppe geringer sein, könnte dies sowohl auf eine insgesamt stabilisierende Wirkung des EWS zurückzuführen sein als auch auf einen bloßen Risikotransfer zu den Außengrenzen. Beide Effekte sind so wegen des Problems verbundener Hypothesen nicht unterscheidbar. Daher wird im Folgenden eine zweite Kontrollgruppe von Kursen betrachtet, an denen keine EWS-Währung beteiligt ist. Es sind dies die Kurse des Japanischen Yen, des Britischen Pfund und des Schweizer Franken, jeweils gegenüber dem US-Dollar. Diese decken gemeinsam noch einmal etwa dreißig Prozent des weltweiten Devisenhandelsumsatzes ab (BIZ, 1996).

### **3. Auswahl von Risikomaßen**

Im Abschnitt C. werden Volatilitätsmaße verwendet, wobei die Volatilität als gängiges Maß für die Risikomessung gilt (vgl. dazu die Anmerkungen in Abschnitt B.I.). Dies war ausreichend, weil es sich bei den in Abschnitt C. betrachteten Kursen ausschließlich um Vertreter weitestgehend flexibler Wechselkurse handelt, sofern man etwa von der kurzzeitigen Teilnahme des Britischen Pfund am Wechselkursmechanismus des EWS absieht. Dagegen stehen sich in diesem Abschnitt Bandbreitensysteme und flexible Wechselkurse gegenüber, die sich durch ihre Verteilungseigenschaften grundsätzlich in folgender Weise unterscheiden:



Zwar lässt sich für alle Wechselkurse höherer Frequenz, grob betrachtet ab der Verwendung von Wochendaten (vgl. Boothe/Glassmann, 1987), eine leptokurtische empirische Verteilung beobachten (vgl. u.a. Westerfield, 1977; Schlittgen/Hamman/Lepinat, 1982). Jedoch hängt die Ausprägung dieser Eigenschaft stark vom Wechselkursregime ab. Für flexible Wechselkurse ist sie vergleichsweise schwächer ausgeprägt. Bei dem folgenden Vergleich von EWS- und flexiblen Wechselkursen erscheint es also sinnvoll, die Analyse über die bloße Betrachtung der Wechselkursvolatilität hinaus zu erweitern und weitere Risikomaße, die auf höheren Momenten der Verteilung der Renditen beruhen, hinzuzuziehen.

Obwohl Marktteilnehmer in erster Linie an der Volatilität der für sie relevanten Wechselkurse interessiert sein dürften, haben auch die höheren Momente der Wechselkursrenditen ihre Bedeutung für Entscheidungen. So repräsentieren hohe Werte für die Schiefe, das dritte Moment einer Verteilung, eine asymmetrische Verteilung des Wechselkursrisikos. So ist das Halten eines Assets, welches in Fremdwährung notiert ist, *ceteris paribus* riskanter, wenn die Verteilung der Wechselkursrendite linksschief ist, da tendenziell eher Abwertungen als Aufwertungen zu erwarten sind. Somit entstehen (erwartete) Opportunitätskosten für das Halten ausländischer Assets (Hughes Hallett/Anthony, 1997, S. 542). Weiterhin ermöglicht eine schiefe Verteilung das Eingehen einer „one way bet“ und kann daher spekulative und destabilisierende Kapitalbewegungen auslösen.

Dagegen stellt eine hohe Kurtosis, das vierte Moment einer Verteilung, eine symmetrische Form des Risikos dar. Eine hohe Kurtosis, d.h. eine leptokurtische Renditenverteilung impliziert ein stärker ausgeprägtes Risiko großer Wechselkursänderungen, extreme Ausschläge des Kurses. Sie ist damit *ceteris paribus* für risikoaverse Akteure weniger attraktiv, da die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten extremer Kursschwankungen höher ist. Für den Fall eines Bandbreitensystems wie des EWS bedeutet dies, dass eine hohe Kurtosis ein hohes Risiko dafür bedeutet, dass sich der Wechselkurs von der Parität entfernt und zu den Rändern des Bandes bewegt. Somit gibt sie einen Eindruck von der allgemeinen Fragilität des Wechselkurses.

Sowohl das dritte, als auch das vierte Moment einer Verteilung reflektieren somit die Fragilität des Wechselkurses in seinem Band (Hughes Hallett/Anthony, 1997), entweder asymmetrisch (die Schiefe) oder symmetrisch (die Kurtosis).

Ausgehend von den genannten Überlegungen wird die Analyse in den folgenden Abschnitten über die reine Volatilitätsanalyse hinaus auf eine Betrachtung auch der höheren Momente der empirischen Renditeverteilung ausge-



dehnt, und es finden folgende Maße Verwendung, die jeweils unterschiedliche Aspekte des Wechselkursrisikos erfassen<sup>4</sup>:

1. Die Wechselkursvolatilität wird als unbedingte Volatilität durch die Varianz der Renditen und als bedingte Volatilität auf Basis eines GARCH- oder GJR-Modells gemessen. Eine ausführliche Beschreibung der beiden Ansätze findet sich in Abschnitt B. Auf die Verwendung insbesondere weiterer Intervallmaße wird verzichtet, da der Abschnitt C. gezeigt hat, dass der zusätzliche Erkenntnisgewinn durch die Verwendung mehrerer Maße in den meisten Fällen gering ist.

*Tabelle 10*

**Auswahl des Modells für die bedingte Varianz (1979 bis 1998)**

	EWS						
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL <sup>1</sup>	DEM/ IEP	
SIC für GARCH	-10,6686	-12,9228	-11,4707	-10,7122	-9.62355	-9,65911	
SIC für GJR	<u>-10,7049</u>	<u>-12,9420</u>	<u>-11,5063</u>	<u>-10,7252</u>	<u>-9.63928</u>	<u>-9,71575</u>	
<hr/>							
	Kontrollgruppe 1			Kontrollgruppe 2			
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
SIC für GARCH	<u>-7,13391</u>	<u>-7,50599</u>	<u>-7,95955</u>	-9,01939	<u>-7,10950</u>	<u>-7,28208</u>	<u>-6,91256</u>
SIC für GJR	-7,13352	-7,50441	-7,95784	<u>-9,02051</u>	-7,10783	-7,28205	-6,91084

SIC: Schwartz Informationskriterium; Das letztlich angewendete Modell ist unterstrichen

<sup>1</sup> Für Italien verkürzte Reihe, 1979 bis 1992.

Wiederum wird zunächst mit dem Informationskriterium von Schwartz überprüft, welchem Modell im Einzelfall der Vorzug zu geben ist. Die

<sup>4</sup> Frömmel/Menkhoff (2001) verwenden darüber hinaus den Variationskoeffizienten. Dieser entfällt hier, da sich die Analyse ausschließlich auf Wechselkursrenditen beschränkt. Bei Verwendung des Variationskoeffizienten ergeben sich jedoch noch deutlichere Ergebnisse.

Ergebnisse finden sich in Tabelle 10. Hier ergibt sich ein erster Unterschied zwischen der Volatilitätsdynamik flexibler Kurse im Vergleich zum EWS. Offenbar scheint für sämtliche EWS-Kurse das GJR-Modell die Daten besser abzubilden, während dies in den Kontrollgruppen lediglich für den DEM/CHF-Kurs zutrifft. In Abschnitt B. wurde bereits darauf hingewiesen, dass das GJR-Modell für Bandbreitensysteme angemessener ist, da die Dynamik der Renditen möglicherweise asymmetrisch ist, sofern sich der Kurs überwiegend an einem Ende des Bandes bewegt. Die Ergebnisse decken sich völlig mit diesen Überlegungen.

2. Die Schiefe  $S$  der Renditeverteilung wird durch das dritte empirische Moment abgebildet. Dieses berechnet sich als:

$$(48) \quad S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{r_i - \bar{r}}{\hat{\sigma}^2} \right)^3$$

Dabei bezeichnet  $\hat{\sigma}^2$  den Varianzschätzer für die Reihe der Renditen  $r_i$ .

3. Die Kurtosis  $K$  berechnet sich entsprechend als viertes empirisches Moment:

$$(49) \quad K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{r_i - \bar{r}}{\hat{\sigma}^2} \right)^4$$

Dabei wird zunächst, in Abschnitt D.III., eine komparativ statische Betrachtung durchgeführt, bevor in Abschnitt D.IV. eine Trendanalyse des Wechselkursrisikos folgt.

### III. Komparativ statische Betrachtung des Wechselkursrisikos im EWS

In einem ersten Ansatz, der die verschiedenen in Abschnitt D.II.1. diskutierten Herangehensweisen integriert, sollen nun zunächst die Wechselkurse des EWS einer Betrachtung unterzogen werden. Hierzu wird das Verhalten der Wechselkurse der EWS-Teilnehmer untereinander mit dem der beiden in Abschnitt D.II.2. erarbeiteten Kontrollgruppen verglichen. Weiterhin sollen auch verschiedene Subperioden der EWS-Historie untereinander verglichen werden. Die Unterteilung folgt hier aus der Häufigkeit von Paritätenanpassungen, dieses Muster findet sich beispielsweise und sehr ausführlich in

Gros/Thygesen (1998, Kapitel 1). Jedoch lassen sich je nach verwendetem Kriterium auch andere Klassifizierungen rechtfertigen. Die Phasen des EWS in der vorliegenden Abgrenzung sind demnach:

1. Die *Frühzeit des EWS* von 1979 bis 1983. Dieser Zeitraum war geprägt durch die zweite Ölkrise und die darauf folgende weltweite Rezession. Gleichzeitig zeigte sich eine erhebliche Divergenz der Politiken der beteiligten Staaten (und infolge dessen der Inflationsraten). Besonders deutlich wird dies am Beispiel Frankreichs, wo nach der Wahl Francois Mitterands zum Staatspräsidenten im Mai 1981 eine Phase fiskalischer Expansion eingeleitet wurde, die das EWS unter starke Spannungen setzte. In dieser Phase wurden insgesamt sieben Anpassungen der Paritäten vorgenommen, die zumeist mehrere Währungen gleichzeitig betrafen, zuletzt im März 1983. Die starken Spannungen auf den Devisenmärkten mögen dadurch verdeutlicht werden, dass der mit Abstand bedeutendste bilaterale Wechselkurs im EWS zwischen der Deutschen Mark und dem Französischen Franc in lediglich 18 Monaten durch eine (kumuliert) 30-prozentige Abwertung des Französischen Franc gekennzeichnet war. Entsprechend kritisch bemerkte die Bundesbank, dass das „EWS zu einem System gleitender Paritäten werden könnte, das anhaltende Divergenzen nur noch passiv registriert und durch Leitkursänderungen auszugleichen sucht“ (Deutsche Bundesbank, 1983, S. 72). Als Ende dieser Frühzeit des EWS wird für die folgenden Untersuchungen der 31. März 1983 betrachtet.
  
2. Die Zeit von 1983 bis 1987 stellt eine vergleichsweise *ruhige Zwischenphase* in der Geschichte des EWS dar. Ins Auge fällt zunächst, dass die Zahl der Realalignments deutlich zurückging (in dieser Phase insgesamt nur vier, zu Beginn stand eine Phase von 26 Monaten ohne jede Anpassung). Dies mag (vgl. Geigant, 2002) auf mehrere Faktoren zurückzuführen sein: Erstens auf den Mangel an Reserven für die zwingend vorgeschriebenen Interventionen, zweitens auf eine Interventionsverpflichtung, die tatsächlich asymmetrisch wirkte und so die Schwachwährungsländer stärker belastete, sowie drittens auf die Sorge der Teilnehmerstaaten um ihr nationales Prestige, das sich nur schwer mit ständigen Abwertungen vertragen. In diesem Spannungsfeld aus eingeschränkter Interventionsfähigkeit einerseits und Abwertungsaversion andererseits verblieb den Schwachwährungsländern (aus der vorliegenden Stichprobe betrifft dies vor allem Italien, mit Einschränkungen auch Frankreich) als Ausweg nur eine verbesserte Politikkoordination, d.h. sie folgten weitgehend der deutschen Geldpolitik. Diese Epoche prägte wesentlich den Eindruck vom EWS als eine „Deutsche Mark-Zone“ (Giavazzi/Giovannini, 1989),

die italienische Zeitung *Corriere della Sera* belegte dies mit dem Begriff „Markopoli“ (Geigant, 2002, S. 94).

3. Die dritte Phase beginnt mit dem Basel-Nyborg-Abkommen im September 1987 und markiert bezüglich der nominellen Wechselkursstabilität das „goldene Zeitalter des EWS“ (Gros/Thygesen, 1998). Diese Epoche war durch die außergewöhnlich geringe Anzahl von lediglich einer Paritätenanpassung geprägt (am 8. Januar 1990 wertete die Deutsche Mark gegenüber der Italienischen Lira um 3,7 % auf). Begünstigt wurde diese ruhigste Periode der EWS-Historie durch das Basel-Nyborg-Abkommen, in welchem einerseits das Instrumentarium insbesondere durch eine stärkere Betonung der Zinspolitik gegenüber direkten Interventionen verbessert wurde, anderseits – und dies war möglicherweise der entscheidende Faktor – die Bereitschaft zu verstärkter Kooperation der nationalen Geldpolitiken erklärt wurde. Beides gemeinsam begünstigte die Glaubwürdigkeit des Systems.
4. An diese Ära schließt sich die schwere *Krise 1992/93* an. Sie mag durchaus als Folge der hohen Abwertungsaversion in der Zeit vor 1992 gesehen werden. So weist etwa Bladen-Hovell (1997) darauf hin, dass Inflationsdifferenzen zwischen den Teilnehmern am Wechselkursmechanismus in der Frühzeit des EWS vollständig durch Paritätenanpassungen ausgeglichen wurden, in der Folgezeit jedoch nur noch zur Hälfte. In der Folge kam es zu zunehmendem spekulativem Druck. Dieser führte im September 1992 zum Verlassen des Wechselkursmechanismus durch Italien und Großbritannien und zur Erweiterung der zulässigen Bandbreiten von  $\pm 2,25\%$  auf  $\pm 15\%$  um ihren Referenzwert im August 1993 für die verbliebenen Teilnehmer (mit Ausnahme der Niederlande, die auf bilateraler Ebene den Kurs des Gulden gegenüber der Deutschen Mark in der ursprünglichen Bandbreite hielten). In der Folgezeit, die hier – auch um für die Analyse Zeiträume ähnlicher Länge zu erhalten – bis 1995 angesetzt wird, kam es dann wieder zur Beruhigung auf den Devisenmärkten. Für eine detaillierte Analyse der Krise, die ja hier nicht im Fokus der Betrachtung steht, sei beispielsweise auf Johnson/Collignon (1994) verwiesen.
5. Eine letzte Phase, von 1995 bis 1998, ist geprägt durch die *Vorbereitungen zur Europäischen Währungsunion* und sich zum Ende hin weiter beruhigende Wechselkurse.

Nachdem nun also fünf Phasen der EWS-Historie definiert sind, sollen für diese Perioden die Verteilungseigenschaften der Wechselkursrenditen diskutiert werden. In einem ersten Schritt soll zunächst der Zeitraum vor und nach der Errichtung des EWS verglichen werden.

Tabelle 11  
Momente der Renditeverteilung 1973-1979 und 1979-1998

EWS:		Kontrollgruppe 1:						Kontrollgruppe 2:					
FRF	NLG	BEF	DKK	ITL <sup>1</sup>	IEP <sup>2</sup>	USD	JPY	GBP <sup>3</sup>	CHF	JPY	GBP	CHF	
1973-1979													
μ-100	-0,024	-0,005	-0,009	-0,018	-0,061	--	-0,037	-0,008	-0,048	0,017	0,028	0,011	0,054
σ-100	0,403	0,247	0,254	0,351	0,585	--	0,647	0,611	0,588	0,483	0,575	0,513	0,849
Schiefe	-0,829	0,784	-0,353	-1,334	-0,598	--	-0,480	1,132	-0,863	-1,658	1,505	-0,783	-0,597
Kurtosis	21,872	26,815	9,263	18,708	20,905	--	17,860	21,263	11,518	20,054	39,994	15,402	14,753
J.-B. <sup>4</sup>	22281	35362	2466	15761	19992	--	13767	21026	4689	18738	85529	9701	8665
1979-1998													
μ-100	-0,008	-0,001	-0,005	-0,006	-0,016	-0,009	-0,003	0,009	-0,006	0,002	0,011	-0,004	0,004
σ-100	0,190	0,057	0,159	0,173	0,335	0,281	0,722	0,639	0,502	0,278	0,752	0,691	0,795
Schiefe	-10,279	-1,358	-10,349	-5,059	-1,952	-6,981	-0,293	0,803	-0,591	0,401	0,900	-0,031	0,337
Kurtosis	260,424	28,287	446,952	125,598	33,353	155,984	6,313	14,349	8,024	7,452	14,207	6,690	5,700
J.-B. <sup>4</sup>	1-10 <sup>7</sup>	1-10 <sup>5</sup>	4-10 <sup>8</sup>	3-10 <sup>6</sup>	2-10 <sup>5</sup>	5-10 <sup>6</sup>	2343	27209	5517	4238	26681	2821	1604

Anmerkungen:  
<sup>1</sup> Austritt aus dem EWS im September 1992  
<sup>2</sup> Bis 1979 feste Bindung an das Britische Pfund  
<sup>3</sup> Teilnahme am Wechselkursmechanismus in der Zeit von 1990 bis 1992  
<sup>4</sup> J.-B.: Teststatistik des Jarque-Bera-Tests gegen die Nullhypothese einer Normalverteilung auf Basis von Schiefe und Kurtosis, kritische Werte nach Andrews (1993),  
<sup>5</sup> sämtliche Ergebnisse sind signifikant für alle Wechselkurse auf dem 1 %-Niveau

Tabelle 11 zeigt für beide Zeiträume Schätzer für die Momente der Verteilung der Renditen, wobei die Mittelwerte keine klare Tendenz erkennen lassen, daher weniger informativ erscheinen und nicht explizit betrachtet werden.

Zunächst ist festzustellen, dass die Resultate wesentliche stilisierte Fakten von Wechselkursrenditen gut wiedergeben: Ihre empirische Verteilung ist leptokurtisch (Westerfield, 1977; Boothe und Glassmann, 1987) und zumindest für die Schiefe der flexiblen Kurse gibt es keine allzu deutliche Abweichung von der Symmetrie (Schlittgen/Hamman/Lepinat, 1982).

Bereits vor 1979 zeigen die späteren Teilnehmer am EWS eine geringfügig niedrigere Volatilität (gemessen durch die Standardabweichung der Renditen) als die Kurse in den Kontrollgruppen. Während sie für erstere zwischen 0,247 für den auch später stets stabilen Niederländischen Gulden und 0,585 für die in allen Teilperioden vergleichsweise volatile Italienische Lira liegt, umfasst sie für die Kontrollgruppen Werte zwischen 0,513 (USD/GBP) und 0,849 (USD/CHF). Dies überrascht nicht, da die Kontrollgruppen Kurse zwischen deutlich heterogeneren Volkswirtschaften umfassen als dies in (Kontinental-) Europa der Fall ist. Der Abstand ist jedoch nicht ungewöhnlich groß. Lediglich geringe Unterschiede zwischen dem EWS und den Kontrollgruppen ergeben sich auch für die anderen Momente, so dass sich die Kurse zwischen den späteren Mitgliedern des EWS vor 1973 kaum von anderen flexiblen Kursen unterscheiden. Andererseits lassen sich nach 1979 deutliche Unterschiede zwischen den Kursen innerhalb und außerhalb des EWS ausmachen. Dabei haben sich die Eigenschaften der Kontrollgruppen in der Zeit vor und nach 1979 kaum verändert: Abgesehen vom gegenüber der Deutschen Mark etwas stabileren Schweizer Franken ist für sämtliche Kurse der Kontrollgruppen ein Rückgang der Kurtosis festzustellen. Insgesamt sind die Verteilungseigenschaften in den Kontrollgruppen in beiden Teilperioden sehr ähnlich.

Dagegen lässt sich für die Mitglieder im EWS dessen Einfluss deutlich erkennen: Die Standardabweichung der Renditen wurde mit Einführung des EWS deutlich reduziert. Sie sank, über den gesamten Zeitraum betrachtet, zwischen etwa 40 % für den Belgischen Franc und die Italienische Lira sowie ungefähr 75 % für den Niederländischen Gulden. Weiterhin zeigen sich auch deutliche Veränderungen in den höheren Momenten der Verteilung. Schiefe und Kurtosis sind sowohl gegenüber dem Zeitraum vor Errichtung des EWS als auch gegenüber den beiden Kontrollgruppen von flexiblen Kursen deutlich stärker ausgeprägt. Die Schiefe nimmt dabei ausschließlich negative Werte an, d.h. die Verteilung ist linksschief. Darin zeigt sich, dass innerhalb des EWS die Währungen gegenüber der Deutschen Mark über lange Zeit unter Abwertungsdruck standen, so dass vergleichbar starke positive Kursbewegungen (die Kurse sind hier in Preisnotierung aus Sicht der Deutschen Mark gegeben) inklusive der Paritätenanpassungen häufiger auftraten. Somit waren die Kurse

im EWS tatsächlich durch eine geringere Volatilität geprägt, gleichzeitig war jedoch ein starker Anstieg des Wechselkursrisikos, das sich in den höheren Momenten der Verteilung zeigt, also durch eine höhere Fragilität der Kurse (Hughes Hallett/Anthony, 1997) gekennzeichnet.

Dagegen zeigt die Betrachtung für die vorab definierten fünf Teilperioden des EWS in Tabelle 12 deutliche Unterschiede im Zeitablauf. Danach waren die Unterschiede der EWS-Kursrenditen gegenüber den Kontrollgruppen in der Anfangsphase des EWS besonders stark ausgeprägt, sie weisen für das EWS gemeinsam mit der Krisenphase zwischen 1992 und 1995 die höchste Volatilität auf, die allerdings immer noch unter derjenigen der Zeit vor 1979 liegt. Weiterhin nehmen zwischen 1979 und 1983 Schiefe und Kurtosis Werte an, die diejenigen der Kontrollgruppen deutlich übersteigen. So liegt die Schiefe als ungewichteter Durchschnitt über alle Kurse im EWS in diesem Zeitraum bei etwa -5,5. Für die Kontrollgruppen nimmt sie dagegen in keinem Fall Werte an, die betragsmäßig über eins liegen. Noch deutlicher ist der Unterschied hinsichtlich der Kurtosis, die mit Ausnahme des Niederländischen Gulden ebenfalls Werte erreicht, die diejenigen der flexiblen Kurse deutlich übertreffen. Das EWS präsentierte sich also zu Beginn als ein zwar durch geringe Volatilität, aber andererseits auch durch hohe Fragilität geprägtes, asymmetrisches (vgl. die Ergebnisse der GARCH- bzw. GJR-Schätzung) System. Dieses Ergebnis deckt sich somit gut mit anderen empirischen Arbeiten (Artis/Taylor, 1988, 1989, 1994; Sarno 1997) und korrespondiert ebenfalls mit der Betrachtung von Trends im Abschnitt D.IV.

Demgegenüber heben sich die weiteren Teilperioden des EWS weniger deutlich ab, sowohl untereinander als auch von den Kontrollgruppen. Jedoch lassen sich noch folgende Ergebnisse festhalten: Für Volatilität, Schiefe und Kurtosis ist mit wenigen Ausnahmen nach dem Übergang zum „neuen“ (Giavazzi/Spaventa, 1990) EWS 1983 bis zum Übergang in die Europäische Währungsunion Ende 1998 von Teilperiode zu Teilperiode eine weitere Abnahme festzustellen. Unterbrochen wurde diese Entwicklung durch die EWS-Krise 1992-95. Die Krise hat jedoch weniger starke Turbulenzen ausgelöst, als sie von 1979 bis 1983 zu beobachten waren<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> Dabei mag allerdings auch eine Rolle spielen, dass die Krisenperiode hier vergleichsweise lang bemessen ist. Das Bild ändert sich entsprechend, wenn man diese auf den Zeitraum 1992/93 begrenzt.

Tabelle 12a

Momente der Renditeverteilung für Teilperioden des EWS (Teil 1)

	EWS: DEM gegen					Kontrollgruppe 1: DEM gegen				Kontrollgruppe 2: USD gegen			
	FRF	NLG	BEF	DKK	ITL <sup>1</sup>	IEP <sup>2</sup>	USD	JPY	GBP	CHF	JPY	GBP	CHF
$\mu$ ·100	-0,021	-0,002	-0,021	-0,023	-0,024	-0,014	0,029	-0,009	0,002	0,011	-0,019	-0,027	-0,018
$\sigma$ ·100	0,273	0,102	0,268	0,230	0,230	0,237	0,712	0,618	0,556	0,299	0,755	0,662	0,810
Schiefte	-12,446	-0,475	-10,658	-4,374	-3,940	-1,277	-0,479	0,131	-0,877	0,358	0,457	-0,251	0,512
Kurtosis	239,490	7,274	253,739	58,550	46,553	20,125	5,735	4,819	7,428	5,844	4,503	4,351	4,824
J.-B.	2·10 <sup>6</sup>	810	3·10 <sup>6</sup>	1·10 <sup>5</sup>	8·10 <sup>5</sup>	1·10 <sup>5</sup>	355	143	958	363	131	88	185
$\mu$ ·100	-0,015	-0,002	-0,006	-0,008	-0,021	-0,019	-0,031	0,016	-0,020	-0,000	0,047	0,012	0,031
$\sigma$ ·100	0,192	0,056	0,116	0,128	0,193	0,241	0,772	0,506	0,532	0,243	0,624	0,786	0,797
Schiefte	-9,573	-3,156	0,104	0,790	-3,640	-17,954	-0,803	-0,380	-0,174	-0,114	0,880	0,589	0,604
Kurtosis	173,189	53,936	86,111	21,253	40,671	410,336	7,578	9,363	5,070	5,701	8,435	7,542	6,497
J.-B.	1·10 <sup>7</sup>	1·10 <sup>5</sup>	3·10 <sup>5</sup>	1·10 <sup>4</sup>	7·10 <sup>4</sup>	8·10 <sup>6</sup>	1163	209	218	365	1613	1088	677
$\mu$ ·100	-0,000	-0,000	0,002	-0,001	-0,003	0,000	-0,008	-0,002	-0,005	-0,007	0,007	0,003	0,0014
$\sigma$ ·100	0,090	0,022	0,053	0,092	0,147	0,074	0,740	0,562	0,371	0,270	0,719	0,732	0,791
Schiefte	0,209	-1,160	1,894	0,285	-0,108	0,519	0,265	0,184	-0,251	1,038	-0,216	-0,220	0,095
Kurtosis	7,897	14,089	23,034	9,771	8,236	8,894	4,867	5,866	8,583	10,266	7,269	4,347	4,355
J.-B.	1007	5353	17338	1925	1145	1494	157	348	1310	2382	768	84	78



Tabelle 12b  
Momente der Renditeverteilung für Teilperioden des EWS (Teil 2)

	EWS: DEM gegen					Kontrollgruppe 1: DEM gegen				Kontrollgruppe 2: USD gegen			
	FRF	NLG	BEF	DKK	ITL <sup>1</sup>	IEP	USD	JPY	GBP <sup>3</sup>	CHF	JPY	GBP	CHF
μ · 100	-0,001	0,001	0,000	0,001	-0,037	-0,015	-0,008	0,015	-0,025	0,009	0,023	-0,017	0,017
σ · 100	0,215	0,029	0,183	0,255	0,617	0,406	0,772	0,691	0,513	0,280	0,750	0,701	0,867
Schiefte	-1,060	-0,280	0,614	-4,585	-1,118	-5,647	0,020	0,334	-0,933	0,179	0,270	-0,649	0,112
Kurtosis	19,108	8,687	52,865	89,309	12,486	101,201	5,945	4,690	13,522	6,003	6,815	7,777	6,427
J.-B. <sup>4</sup>	11064	1364	1 · 10 <sup>5</sup>	3 · 10 <sup>5</sup>	3981	4 · 10 <sup>5</sup>	364	138	4787	383	622	1027	494
μ · 100	0,004	-0,001	-0,000	0,002	0,014	0,011	0,019	0,002	0,031	-0,002	-0,017	0,012	-0,021
σ · 100	0,082	0,020	0,013	0,034	0,263	0,349	0,543	0,842	0,513	0,305	0,950	0,466	0,672
Schiefte	0,460	0,170	0,567	-0,214	0,103	-2,028	-0,251	2,039	-0,476	0,469	2,239	-0,084	0,310
Kurtosis	9,766	8,219	7,362	6,482	8,372	25,145	3,861	22,943	4,368	8,873	25,200	4,190	4,942
J.-B. <sup>4</sup>	1482	870	646	391	919	16114	31,557	13172	88,298	1124	16305	41	132

Anmerkungen:

<sup>1</sup> Austritt aus dem EWS im September 1992  
<sup>2</sup> Bis 1979 feste Bindung an das Britische Pfund  
<sup>3</sup> Teilnahme am Wechselkursmechanismus in der Zeit von 1990 bis 1992  
<sup>4</sup> J.-B.: Teststatistik des Jarque-Bera- Tests gegen die Nullhypothese einer Normalverteilung auf Basis von Schiefe und Kurtosis. kritische Werte nach Andrews (1993),  
<sup>4</sup> sämtliche Ergebnisse sind signifikant für alle Wechselkurse auf dem 1 %-Niveau

## IV. Trendanalyse des Wechselkursrisikos im EWS

### 1. Zu testende Hypothesen

Anschließend an die komparativ statische Betrachtungsweise des Abschnittes D.III. soll nun das Trendverhalten der Wechselkurse im EWS einer eingehenden Betrachtung unterzogen werden. In Anlehnung an die Untersuchungsmethodik des Abschnittes C. findet auch hier eine Unterteilung des gesamten Datensatzes in 60-Tagesperioden, sowie für Robustheitsuntersuchungen in 30- und 120-Tagesperioden statt. Somit ergeben sich bei Verwendung von 60-Tageszeiträumen 83 Intervalle, von denen das letzte, vom 3. November 1998 bis zum 30. Dezember 1998 wegen der geringeren Anzahl von Beobachtungen gestrichen wurde. Außerdem werden so mögliche Verzerrungen in den letzten wenigen Tagen des EWS I vermieden. Ebenso werden sämtliche Intervalle auch hier wieder um 10, 20 und 30 Tage verschoben und die Rechnungen anschließend erneut durchgeführt, um einen Einfluss der genauen Intervalleinteilung auf die Untersuchungsergebnisse zu prüfen. Dies führt jedoch ebenso wie die Verwendung längerer und kürzerer Intervalle ausnahmslos lediglich zu kleineren Änderungen, die das Gesamtergebnis nicht substantiell beeinflussen.

Darüber hinaus und aufbauend auf den Überlegungen des Abschnittes D.II.3. wird die Analyse gegenüber den Untersuchungen in Abschnitt C. um die höheren Momente der Renditeverteilung erweitert, da diese ebenfalls als Risikomaße interpretiert werden können und die Fragilität des Wechselkursregimes reflektieren.

Somit sind für jedes Maß drei (Teil-)Hypothesen zu testen: Erstens ist die Entwicklung innerhalb des EWS zu betrachten, d.h. die Fragestellung, ob für die EWS-Kurse überhaupt ein Fortschritt, also ein Rückgang des Risikos, erkennbar ist. Dies bildet jeweils die a-Hypothese. Zweitens sind die möglicherweise für das EWS erkannten Trends mit solchen in der Kontrollgruppe 1, die auf Kursen gegenüber der Deutschen Mark basiert, zu vergleichen (b-Hypothese) und drittens ist ein solcher Vergleich ebenfalls gegenüber der Kontrollgruppe 2 mit Vergleichskursen auf Basis des US Dollars durchzuführen (c-Hypothese). Dabei wird jeweils die skeptischere Sichtweise – also kein Abwärtstrend für das Risiko im EWS und keine bessere Entwicklung als die Kontrollgruppen – als zu widerlegende Hypothese betrachtet. Hierbei wirkt sie im Falle der a-Hypothese als echte Nullhypothese im Sinne der Statistik und kann statistisch getestet werden. Dies ist für die b- und c-Hypothese ungleich schwieriger, weshalb hier auf einen formalen Test verzichtet wird. Die Ergebnisse sind jedoch so klar, dass dies auch nicht zwangsläufig erforderlich

scheint. Es ist vielmehr ausreichend, die Vorzeichen der gefundenen Trends innerhalb und außerhalb des EWS miteinander zu vergleichen.

Die eigentliche Trendidentifikation erfolgt, wie bereits erwähnt, in enger Anlehnung an Abschnitt D. Allerdings wird hier auf die Durchführung einer SUR-Schätzung verzichtet. Deren Verwendung hatte in Abschnitt D. den Vorteil, für die teilweise recht schwach ausgeprägten Trends deutlichere Ergebnisse zu erzielen, also die Signifikanz der Parameterschätzungen zu verbessern. Dies wäre zwar auch für den vorliegenden Sachverhalt möglich, jedoch sind die Ergebnisse univariater Schätzungen hier bereits so gut, dass es dieses Verfahrens nicht bedarf.

Stattdessen werden also lediglich lineare Regressionen des folgenden Typs geschätzt

$$(50) \quad y_t = c + a \cdot t + \varepsilon_t$$

Hier kennzeichnet wiederum  $y_t$  den Wert des entsprechenden Risikomaßes, also Volatilität, Schiefe oder Kurtosis, im Intervall  $t$ ,  $c$  eine Konstante,  $a$  den Trend- und  $t$  den Zeitparameter, schließlich  $\varepsilon_t$  eine Störgröße. Da hier die Entwicklungen innerhalb und außerhalb des EWS einander gegenübergestellt werden sollen, wird der standardisierte Regressionskoeffizient verwendet, so dass die Parameter zwischen den einzelnen Wechselkursen vergleichbar sind.

Zweitens werden diese Ergebnisse wiederum durch einen nichtparametrischen Trendtest auf Basis des Korrelationskoeffizienten von Spearman verifiziert.

Somit lassen sich zusammenfassend folgende vier Hypothesen für die Untersuchung aufstellen, diese bilden jeweils die aus Sicht des EWS pessimistische Sichtweise:

#### *Hypothese 1:*

Das EWS hat zwischen 1979 und 1998 nicht zu einer Reduktion des Wechselkursrisikos, gemessen durch die Varianz der Renditen, geführt.

Dies umfasst die folgenden drei zu testenden Teilhypothesen:

- a) Die Varianz der Renditen von Wechselkursen innerhalb des EWS zeigt keinen systematischen Rückgang. Das EWS hätte damit, abgesehen vom Einmaleffekt bei seiner Einführung, wie er in Abschnitt D.III. identifiziert wurde, keinen zusätzlichen Effekt gehabt hat.

- b) Einer eventuellen Risikoreduktion innerhalb des EWS steht ein vergleichbarer Rückgang in der Kontrollgruppe auf Basis der Deutschen Mark gegenüber. Damit wäre, sofern überhaupt in der EWS-Historie ein Rückgang des Wechselkursrisikos feststellbar ist, dieser eher auf äußere Einflüsse zurückzuführen und beträfe nicht ausschließlich die EWS-Wechselkurse.
- c) Einer eventuellen Risikoreduktion innerhalb des EWS steht ein vergleichbarer Rückgang in der Kontrollgruppe auf Basis des US Dollar gegenüber. Eine Widerlegung dieser Hypothese impliziert den gleichen Erfolg des EWS wie die Zurückweisung der Hypothese 1b, jedoch wird hier zusätzlich die Möglichkeit ausgeschlossen, dass Wechselkursrisiken lediglich zu den Außengrenzen des EWS transferiert wurden.

#### *Hypothese 2:*

Das EWS hat zwischen 1979 und 1998 nicht zu einer Reduktion des Wechselkursrisikos, gemessen durch die bedingte Varianz der Renditen, geführt. Auch hier lassen sich wie für die Hypothese 1 die völlig analogen Teilhypothesen formulieren. Auf ihre explizite Darstellung wird daher bei den Hypothesen 2 bis 4 verzichtet.

#### *Hypothese 3:*

Das EWS hat zwischen 1979 und 1998 nicht zu einer Reduktion des Wechselkursrisikos, gemessen durch die Schiefe der Renditeverteilung, geführt.

#### *Hypothese 4:*

Das EWS hat zwischen 1979 und 1998 nicht zu einer Reduktion des Wechselkursrisikos, gemessen durch die Kurtosis der Renditeverteilung, geführt.

Nach der Formulierung obiger vier Hypothesen (mit zwölf Teilhypothesen) erfolgt nun in Abschnitt D.IV.2. deren Überprüfung. In den daran anschließenden Abschnitten finden sich dann eine Analyse möglicher Strukturbrüche (D.IV.3.) sowie ergänzende Aspekte zu den bisherigen Resultaten (D.IV.4.), bevor in Abschnitt D.IV.5. die Ergebnisse einer abschließenden Diskussion unterzogen werden.

Tabelle 13

**Trendtests für die Varianz der Renditen (1979 bis 1998)**

	EWS						
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL <sup>1</sup>	DEM/ IEP	
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,152	-0,676***	-0,177	-0,069	-0,314**	0,267***	
T	-1,374	-8,213	-1,613	-0,615	-2,433	2,483	
Wahrsch.	0,173	0,000	0,111	0,540	0,018	0,015	
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,207*	-0,762***	-0,704***	-0,537***	-0,453***	0,190*	
Wahrsch.	0,062	0,000	0,000	0,000	0,000	0,087	
	Kontrollgruppe1				Kontrollgruppe2		
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,116	0,292***	-0,094	0,077	0,223**	-0,200*	-0,038
T	-1,041	2,727	-0,841	0,688	2,043	-1,822	-0,337
Wahrsch.	0,301	0,008	0,403	0,493	0,044	0,072	0,737
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,124	0,244**	-0,145	0,053	0,090	-0,264**	-0,061
Wahrsch.	0,267	0,027	0,194	0,639	0,423	0,017	0,585

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext<sup>2</sup> Standardisierte Koeffizienten**2. Schätzergebnisse**

Für die Varianz der Renditen als Volatilitätsmaß ergibt sich ein recht deutliches Bild. Tabelle 13 zeigt, dass für die meisten Wechselkurse im EWS ein Rückgang der Volatilität erkennbar ist, der zumindest für den nichtparametrischen Trendtest stets signifikant ist. Eine Ausnahme bildet das irische Pfund, welches als einzige EWS-Währung gegenüber der Deutschen Mark im Unter-

suchungszeitraum durch steigende Volatilität gekennzeichnet ist. Dieses abweichende Verhalten scheint für das irische Pfund typisch zu sein und mag auf die besondere Rolle Irlands zurückzuführen sein. Eine Diskussion erfolgt in Abschnitt D.IV.5.

Unter Ausschluss des Irischen Pfundes kann jedoch die Hypothese 1a als widerlegt angesehen werden: Die Wechselkursvolatilität, durch die Varianz der Renditen gemessen, zeigt im Wirkungsbereich des EWS einen mehr oder weniger deutlichen Rückgang.

Dieses für das EWS positive Bild wird durch die Betrachtung der beiden Kontrollgruppen noch verstärkt: So zeigen die Wechselkurse auf Basis der Deutschen Mark keinen eindeutigen Trend. Während die Volatilität für den DEM-JPY-Kurs steigt, weisen die restlichen Kurse keinen signifikanten Trend auf. Ähnliches gilt auch für die Kontrollgruppe 2 auf Basis des US Dollar, hier weist der USD/GBP-Kurs sinkende Volatilität auf, während sich für den USD/JPY Kurs, jedoch nur für den linearen Trendtest, ein signifikanter Anstieg der Volatilität erkennen lässt.

Zusammenfassend lässt sich also feststellen, dass (mit Ausnahme des Irischen Pfundes) für die EWS-Wechselkurse ein Rückgang der Volatilität erkennbar ist, der sich dagegen in beiden Kontrollgruppen nicht findet, so dass der Effekt im wesentlichen dem EWS zugeschrieben werden kann. Auch eine Verdrängung des Wechselkursrisikos zu den Außengrenzen des EWS kann nicht bestätigt werden (dazu hätte die Volatilität der Kontrollgruppe 1 im Vergleich zur Kontrollgruppe 2 zunehmen müssen). Insgesamt kann also die Hypothese 1 (1a bis 1c) zurückgewiesen werden.

Die Ergebnisse für die bedingte Volatilität decken sich im Wesentlichen mit denen für die Varianz der Renditen. Da hier im Gegensatz zu Abschnitt C. die gesamten Reihen der bedingten Varianz mit 4956 Beobachtungen verwendet werden, sind allerdings fast alle Ergebnisse der Trendtests signifikant und es ergibt sich in Tabelle 14 folgendes Bild: Völlig analog zur Varianz der Renditen zeigt sich mit Ausnahme des Irischen Pfundes für alle EWS-Währungen gegenüber der deutschen Mark ein, nun stets hochsignifikanter, Rückgang der Volatilität. Das Irische Pfund hingegen weist steigende Volatilität auf. Dagegen ist für beide Kontrollgruppen keine eindeutige Richtung erkennbar: Für die Kontrollgruppe 1 finden sich je zweimal ein Aufwärts- und ein Abwärtstrend (Schweizer Franken nur für nichtparametrischen Trendtest signifikant), während in der Kontrollgruppe 2 zweimal ein Rückgang sowie einmal ein Anstieg der Volatilität feststellbar ist. Auch hier ist für den Schweizer Franken nur ein Trendtest, der lineare, signifikant.

Tabelle 14

**Trendtests für die bedingte Varianz (1979 bis 1998)**

EWS							
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL1	DEM/ IEP	
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,050***	-0,371***	-0,095***	-0,042***	-0,062***	0,065***	
T	-3,525	-27,884	-6,689	-2,918	-3,615	4,561	
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,004	0,000	0,000	
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,084***	-0,675***	-0,690***	-0,482***	-0,273***	0,186***	
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
Kontrollgruppe 1				Kontrollgruppe 2			
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,085***	0,203***	-0,064***	0,008	0,149***	-0,162***	-0,028***
T	-6,001	14,555	-4,512	0,557	10,622	-11,521	-1,984
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,578	0,000	0,000	0,047
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,067***	0,241***	-0,051***	0,054***	0,092***	-0,239***	-0,023
Wahrsch.	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,101

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext<sup>2</sup> Standardisierte Koeffizienten

Damit kann die Hypothese 2 ebenfalls als widerlegt gelten. Einschränkend ist lediglich anzumerken, dass zwar die Volatilitätsreduktion hier für sämtliche EWS-Kurse hochsignifikant ist, dass aber andererseits auch innerhalb der Kontrollgruppen ebenfalls für einige Kurse ein signifikanter Volatilitätsrückgang erkennbar ist. Letztlich entsprechen und stützen die Ergebnisse für die bedingte Volatilität aus Tabelle 14 diejenigen für die Renditenvarianz.

Tabelle 15

**Trendtests für die Schiefe (1979 bis 1998)**

EWS							
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL <sup>1</sup>	DEM/ IEP	
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,246**	-0,183*	-0,045	-0,251**	-0,150	0,025	
T	-2,272	-1,664	-0,405	-2,316	-1,116	0,224	
Wahrsch.	0,026	0,100	0,687	0,023	0,269	0,823	
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's $\rho$	-0,186*	-0,167	-0,015	-0,178	-0,141	0,013	
Wahrsch.	0,095	-0,133	0,894	0,109	0,302	0,904	
Kontrollgruppe 1				Kontrollgruppe 2			
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
Linearer Trendtest							
b <sup>2</sup>	-0,108	0,035	-0,120	-0,012	0,051	0,151	0,037
T	-0,974	0,316	-1,082	-0,107	0,457	1,364	0,327
Wahrsch.	0,333	0,753	0,283	0,915	0,649	0,176	0,744
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's $\rho$	0,046	0,026	-0,095	-0,036	0,077	0,266**	0,165
Wahrsch.	0,683	0,817	0,394	0,751	0,490	0,016	0,137

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext

<sup>2</sup> Standardisierte Koeffizienten



Für die Schiefe der empirischen Renditeverteilung ergibt sich ein weniger deutliches Bild. Hier zeigen sich in Tabelle 15 nur wenige signifikante Vorzeichen. Jedoch kann zumindest für das EWS (wiederum mit Ausnahme des Irischen Pfundes) konstatiert werden, dass die Ergebnisse tendenziell eher auf eine Bewegung hin zu größerer Symmetrie der Renditen schließen lassen. Diese ist jedoch lediglich für den DEM/FRF- und den DEM/DKK-Kurs signifikant, für letzteren nur für den linearen Trendtest. Zugunsten des EWS spricht aber, dass beide Kontrollgruppen wechselnde Vorzeichen zeigen, die jedoch mit Ausnahme des nichtparametrischen Trendtests für den USD/GBP-Kurs, der zunehmend asymmetrische Renditen suggeriert, in keinem Fall signifikant sind. Zusammenfassend lässt sich somit feststellen, dass die Ergebnisse – tendenziell eher Rückgang bei den EWS-Kursen, keine Richtung erkennbar bei den Kontrollgruppen – leicht zu Gunsten des EWS ausfallen, ohne aber wirklich deutlich zu sein.

Ähnliche Ergebnisse ergeben sich für die Kurtosis. Wie in Tabelle 16 ersichtlich ist, weisen zwar auch für dieses Risikomaß mit Ausnahme des Irischen Pfundes für alle Kurse im EWS einen negativen Koeffizienten aus, der aber wiederum lediglich für den DEM/FRF- und den DEM/DKK-Kurs signifikant ist.

Dagegen sind die Ergebnisse für beide Kontrollgruppen erneut sehr heterogen. Jedoch lässt sich immerhin feststellen, dass in der Kontrollgruppe 1 auf Basis der Deutschen Mark zumindest alle Vorzeichen der Koeffizienten in Richtung sinkender Kurtosis deuten. Somit lässt sich hier kein Vorteil des EWS ausmachen, während die Vorzeichen in der Kontrollgruppe 2 auf Basis des US Dollar in verschiedene Richtungen zeigen, aber eine steigende Kurtosis indizieren, sofern sie überhaupt signifikant sind (USD/JPY und USD/GBP für den Korrelationskoeffizienten). Somit ergibt sich zwar eine leichte Tendenz zur Ablehnung der Hypothese 4a, stärker noch für 4c. Andererseits wird Hypothese 4b deutlich bestätigt.

Zusammenfassend ergibt sich für die formulierten Hypothesen das Bild in Tabelle 17. Das EWS hat, zumindest was die Volatilität betrifft, sehr erfolgreich gewirkt. Über die deutliche Volatilitätsreduktion bei seiner Errichtung hinaus ist eine weitere trendmäßige Reduktion zwischen 1979 und 1998 erkennbar, unabhängig davon, ob die Messung über die Varianz der Renditen oder eine GARCH- bzw. GJR-Modell erfolgt. Für die höheren Momente der Renditeverteilung sind die Ergebnisse weniger deutlich, sprechen aber tendenziell eher für das EWS. Lediglich für die Entwicklung der Kurtosis kann gegenüber der Kontrollgruppe 1 kein Vorsprung des EWS festgestellt werden.

Tabelle 16

**Trendtests für die Kurtosis (1979 bis 1998)**

EWS							
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL1	DEM/ IEP	
Linearer Trendtest							
b2	-0,257**	-0,090	-0,093	-0,265**	-0,126	0,034	
T	-2,374	-0,811	-0,834	-2,457	-0,931	0,307	
Wahr- schein- lichkeit	0,020	0,420	0,407	0,016	0,356	0,760	
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,300***	-0,069	-0,101	-0,221**	-0,108	-0,015	
Wahr- schein- lichkeit	0,006	0,540	0,367	0,046	0,427	0,896	
Kontrollgruppe 1				Kontrollgruppe 2			
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
Linearer Trendtest							
b2	-0,140	-0,029	-0,186*	-0,020	-0,082	-0,112	-0,061
T	-1,268	-0,256	-1,695	-0,181	-0,737	-1,010	-0,547
Wahr- schein- lichkeit	0,208	0,799	0,094	0,857	0,463	0,316	0,586
Korrelationskoeffizient							
Spear- man's ρ	-0,019	-0,086	-0,269**	-0,082	-0,306***	-0,293***	-0,034
Wahr- schein- lichkeit	0,864	0,441	0,015	0,465	0,005	0,008	0,762

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext<sup>2</sup> Standardisierte Koeffizienten

Tabelle 17

**Zusammenfassende Darstellung der Ergebnisse zu den Arbeitshypothesen**

	Keine Verbesserung im EWS	EWS im Vergleich zur DEM-Kontrollgruppe	EWS im Vergleich zur USD-Kontrollgruppe
	(a-Hypothese)	(b-Hypothese)	(c-Hypothese)
H1 Varianz der Renditen	tendenziell zurückgewiesen	tendenziell zurückgewiesen	tendenziell zurückgewiesen
H2 bedingte Varianz	zurückgewiesen	zurückgewiesen	zurückgewiesen
H3 Schiefe	tendenziell zurückgewiesen	tendenziell zurückgewiesen	tendenziell zurückgewiesen
H4 Kurtosis	tendenziell zurückgewiesen	bestätigt	tendenziell zurückgewiesen

Das EWS hat also offensichtlich über den Einmaleffekt seiner Einführung hinaus, der zwar eine deutliche Volatilitätsreduktion erbrachte, aber das Risiko teilweise auf höhere Momente transferierte, eine fortlaufende Entwicklung in Gang gesetzt und die Wechselkursrisiken weiterhin trendmäßig reduziert. Ein Transfer von Risiken zu den Außengrenzen des EWS ist ebenfalls nicht erkennbar.

### 3. Untersuchung auf Strukturbrüche

Zwar liegt der Fokus dieses Kapitels auf der gesamten Geschichte des Europäischen Währungssystems, das einer abschließenden Betrachtung unterzogen werden soll, dennoch drängt sich die Frage nach der Existenz von Strukturbrüchen auf. Möglicherweise ist ja die zum Teil beträchtliche Reduktion des Wechselkursrisikos, wie sie insbesondere für die Volatilität im vorhergehenden Abschnitt gefunden wurde, nicht auf eine kontinuierliche Entwicklung, sondern auf Niveauverschiebungen durch Politikwechsel zurückzuführen. Unabhängig von den Wechselkursen, die die Kontrollgruppen bilden, gibt es zumindest für das EWS einige Zeitpunkte, an denen eine Änderung der Risikostruktur plausibel ist. Diese korrespondieren überwiegend mit den in Abschnitt D.III. diskutierten Teilperioden des EWS. Natürliche und in der Literatur beachtete mögliche Zeitpunkte für Strukturbrüche sind insbesondere der Beginn einer engeren Koordination der Geldpolitik im Jahr 1983 (Artis/Taylor, 1994; Hughes Hallett/Anthony, 1997), die die turbulente Frühzeit des EWS beendete

und zu selteneren Paritätenanpassungen in der Folgezeit führte, das Basel-Nyborg-Abkommen im Jahr 1987 (Sarno, 1997), sowie natürlich die EWS-Krise in den Jahren 1992/93.

Zum Test auf Strukturbrüche wird wiederum auf die Methodik des Abschnittes D., d.h. auf den QLR-Test (Andrews, 1993) zurückgegriffen, weil auch hier die Suche nach Strukturbrüchen ohne Vorgabe eines Datums und der anschließende Vergleich mit den oben genannten Zeitpunkten besonders informativ erscheint. Dagegen werden die Schwächen des Ansatzes wiederum bewusst in Kauf genommen: Zum einen verfügt der QLR-Test, weil er das Datum eines möglichen Strukturbruches nicht voraussetzt, über eine geringere Power als ein Test mit fix vorgegebenem Zeitpunkt, beispielsweise der Chow Test (Chow, 1960). Dies wird wegen der erhofften zusätzlichen Informationen aus den gefundenen Strukturbrüchen akzeptiert. Weiterhin handelt es sich, vgl. Abschnitt D., um einen Test nur auf das Auftreten eines Strukturbruches. Jedoch gibt die Literatur wenige Hinweise auf mehrere Brüche in der EWS-Historie (Sarno, 1997; Hughes Hallett/Anthony, 1997), auch indiziert eine wiederholte Anwendung des Tests auf entsprechende Teilperioden keine weiteren Brüche, so dass auch hier das gewählte Vorgehen gerechtfertigt erscheint. Jedoch wird die Analyse später noch um einen klassischen Chow-Test ergänzt.

Die Ergebnisse der Strukturbruchtests finden sich in Tabelle 18. Die Tests wurden nicht für die bedingte Varianz durchgeführt, da diese durch die Schätzung für den gesamten Zeitraum von 1979 bis 1998 schlecht mit den anderen Maßen vergleichbar ist, die ja Intervallmaße darstellen. Dies trifft insbesondere zu, wenn es darum geht, ein Datum zu identifizieren.

Auffallend ist zunächst die hohe Zahl gefundener Strukturbrüche, die offenbar eher die Regel als die Ausnahme bilden. Insgesamt lassen sich drei Gruppen erkennen:

Das sicherlich interessanteste Ergebnis bildet das Auftreten von Strukturbrüchen für die meisten EWS-Kurse (DEM/FRF, DEM/BEF, DEM/NLG, DEM/ITL) in den Jahren 1982/83, die sich auf einen Bereich von vier Intervallen, umgerechnet also mit 240 Handelstagen grob ein Jahr, verteilen. Das Bild wird noch dadurch deutlicher, dass dieser Strukturbruch jeweils für verschiedene Maße zum gleichen Zeitpunkt identifiziert wird. So wird er für den DEM/FRF- und den DEM/BEF-Kurs für sämtliche Risikomaße entdeckt. Es ist also anzunehmen, dass es sich hier um ein für die EWS-Historie bedeutendes Datum handelt. Eine detailliertere Betrachtung dieser Kurse wird daher im Anschluss erfolgen.

Tabelle 18

**Ergebnisse der Strukturbruchtests**

	EWS						
	DEM/ FRF	DEM/ NLG	DEM/ BEF	DEM/ DKK	DEM/ ITL <sup>1</sup>	DEM/ IEP	
Varianz der Ren- diten	18.569*** (Sept./Okt. 1982)	35.320*** (Juni/Juli 1983)	18.260*** (Juni/Juli 1982)	8.404	12.277* (Juni/Juli 1983)	8.785	
Absolute Schiefe	12.507** (Sept./Okt. 1982)	2.900	12.951** (Juni/Juli 1982)	5.361	3.784	2.337	
Kurtosis	18.427*** (Sept./Okt. 1982)	2.740	11.713* (Juni/Juli 1982)	4.856	2.666	2.018	
<hr style="border-top: 1px dashed black;"/>							
	Kontrollgruppe 1				Kontrollgruppe 2		
	DEM/ USD	DEM/ JPY	DEM/ GBP	DEM/ CHF	USD/ JPY	USD/ GBP	USD/ CHF
Varianz der Ren- diten	7.290	27.277*** (Jan./Feb. 1997)	4.604	7.707	28.545*** (Jan./Feb. 1997)	11.195* (Jan./Feb. 1984)	4.989
Absolute Schiefe	5.486	7.167	8.588	2.335	2.080	3.018	3.237
Kurtosis	4.250	6.910	7.218	1.753	2.746	4.221	3.914

**Anmerkungen:**

Angegeben sind die Teststatistiken des QLR-Tests. Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %, kritische Werte nach Andrews (1993);

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext

Dagegen zeigt der USD/GBP-Kurs (im Jahr 1984) einen lediglich schwach signifikanten Bruch, der darüber hinaus nur für ein Risikomaß erkannt wird. Dieses Ergebnis ist nicht so deutlich, dass sie eine weitergehende Betrachtung rechtfertigen würden, zumal es sich lediglich um einen Kurs der Kontrollgruppe handelt.

In einem weiteren Schritt sollen nun die auffälligen Strukturbrüche der meisten EWS-Kurse in den Jahren 1982/83 einer ausführlicheren Analyse unterzogen werden. Nachdem die erneute Anwendung des QLR-Tests für die beiden Subperioden 1979-1983 und 1983 bis 1998 keine weiteren Strukturbrüche impliziert (diese Ergebnisse sind hier nicht aufgeführt), werden auch sämtliche Trendtests für beide Teilperioden erneut durchgeführt.

Schließlich zeigt sich für beide Kurse des Japanischen Yen, jedoch nur für die Varianz der Renditen, ein hochsignifikanter Strukturbruch zu Beginn des Jahres 1997. Auch diese Kurse werden nicht weiter betrachtet, da in diesem Abschnitt ausschließlich das Europäische Währungssystem im Mittelpunkt des Interesses steht.

Die Ergebnisse in Tabelle 19 zeigen erstaunlicherweise ein Bild, welches von demjenigen bei einer Gesamtbetrachtung der EWS-Historie abweicht. Demnach war das EWS in seiner Anfangsphase nicht von sinkendem, sondern sogar von steigendem Risiko gekennzeichnet. Dieser Anstieg ist aber im Wesentlichen nur für den DEM/FRF- und den DEM/BEF-Kurs signifikant, wobei er sich bei letzterem eher in den höheren Momenten der Renditeverteilung zeigt. Dagegen bleibt für den Zeitraum von 1983 bis 1998 der Eindruck sinkenden Risikos erhalten. Jedoch verschlechtert sich die Signifikanz der Resultate etwas, was wohl auf die kürzeren zur Verfügung stehenden Reihen zurückzuführen ist.

Es mag zunächst erstaunlich erscheinen, dass das Basel-Nyborg-Abkommen im September 1987 nicht als Strukturbruch erkannt wird. Daher erscheint es angebracht, dieses Ereignis einem weiteren Strukturbruchtest zu unterziehen, um die Aussagekraft der Analyse zu erhöhen. Tabelle 21 zeigt die Ergebnisse eines Chow-Tests auf einen Strukturbruch im September 1987. Die Anfangsphase des EWS von 1979 bis 1983 wird hier angesichts der bisherigen Ergebnisse bereits nicht mehr berücksichtigt. Tatsächlich lassen sich jedoch kaum signifikante Ergebnisse finden. Für die meisten Kurse im EWS lässt sich kein Einfluss des Abkommens auf die Wechselkursvolatilität finden. Lediglich für einzelne Maße (Varianz der Renditen für DEM/NLG und DEM/ITL, Schiefe und Kurtosis für DEM/FRF) ergeben sich signifikante Werte. Eher scheint ein Einfluss auf das Risiko der Kurse der Deutschen Mark gegen Währungen außerhalb des EWS, also in der Kontrollgruppe 1, erkennbar zu sein, wo für die Volatilität sämtliche Kurse einen signifikanten Bruch aufweisen.

Tabelle 19

**Trendtests vor bzw. nach dem Strukturbruch 1982/83**

Trends vor Strukturbruch 1983				
	DEM/FRF	DEM/NLG	DEM/BEF	DEM/ITL <sup>1</sup>
Varianz der Renditen				
a	0,478*	0,007	0,517*	0,146
Spearman $\rho$	0,525** [15]	-0,042 [18]	0,771 [14]	0,146 [18]
Bedingte Varianz				
a	0,149***	0,093***	0,085**	0,074**
Spearman $\rho$	0,314*** [839]	0,071** [1019]	0,282** [779]	0,111*** [1019]
Schiefe				
a	0,412	-0,126	0,630**	0,139
Spearman $\rho$	0,225 [15]	-0,148 [18]	0,662*** [14]	0,106 [18]
Kurtosis				
a	0,444*	-0,025	0,560**	0,155
Spearman $\rho$	0,304 [15]	-0,071 [18]	0,503* [14]	0,187 [18]
Trends nach Strukturbruch 1983				
	DEM/FRF	DEM/NLG	DEM/BEF	DEM/ITL <sup>1</sup>
Varianz der Renditen				
a	0,067	-0,539***	-0,030	-0,273*
Spearman $\rho$	0,043 [67]	-0,523*** [64]	-0,625*** [68]	-0,284* [38]
Bedingte Varianz				
a	-0,038**	-0,295***	-0,025	-0,009
Spearman $\rho$	0,022 [4056]	-0,412*** [3876]	-0,638*** [4116]	-0,102*** [2304]
Schiefe				
a	-0,201	-0,174	0,131	-0,230
Spearman $\rho$	-0,169 [67]	-0,182 [64]	0,107 [68]	-0,217 [38]
Kurtosis				
a	-0,236*	-0,039	0,047	-0,237
Spearman $\rho$	-0,269** [67]	0,018 [64]	0,041 [68]	-0,274* [38]

Anmerkungen:

a: Trendparameter des linearen Trendtests; Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %;

Die Anzahl der verwendeten Beobachtungen ist in den eckigen Klammern angegeben.

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext

Tabelle 20

**Ergebnisse von Chow-Tests für das Basel-Nyborg-Abkommen**

	Varianz der Renditen	Schiefe	Kurtosis
<b>EWS</b>			
DEM/FRF	1,120 (0,333)	4,224** (0,019)	4,062** (0,022)
DEM/NLG	23,312*** (0,000)	1,259 (0,291)	0,022 (0,979)
DEM/BEF	0,624 (0,539)	1,730 (0,185)	0,693 (0,504)
DEM/DKK	0,829 (0,440)	1,563 (0,216)	1,575 (0,214)
DEM/ITL <sup>1</sup>	8,085*** (0,001)	1,874 (0,169)	0,084 (0,920)
DEM/IEP	1,890 (0,158)	1,101 (0,338)	1,186 (0,311)
<b>Kontrollgruppe 1</b>			
DEM/USD	3,177** (0,015)	0,261 (0,771)	0,495 (0,612)
DEM/JPY	4,854** (0,010)	1,354 (0,264)	1,356 (0,264)
DEM/GBP	4,446** (0,015)	1,716 (0,186)	1,711 (0,187)
DEM/CHF	3,053* (0,053)	0,741 (0,480)	0,737 (0,482)
<b>Kontrollgruppe 2</b>			
USD/JPY	1,769 (0,177)	1,392 (0,255)	0,559 (0,574)
USD/GBP	4,667** (0,012)	1,281 (0,284)	1,257 (0,290)
USD/CHF	1,144 (0,324)	0,064 (0,938)	0,428 (0,653)

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %; Getestet wird für die verkürzte Reihen von 1982/83 bis 1998.

<sup>1</sup> für DEM/ITL verkürzte Reihe, siehe Haupttext



Es kann also nicht von einem systematischen Einfluss des Abkommens von Basel-Nyborg auf das Risikoverhalten der Kurse innerhalb des EWS gesprochen werden. Dies deckt sich mit den Untersuchungen von Sarno (1997) und Gros/Thygesen (1998) die allerdings das Volatilitätsniveau, nicht das Trendverhalten des Wechselkursrisikos, betrachten.

#### 4. Berücksichtigung von Paritätenanpassungen

Eine mögliche Erklärung für das abnehmende Risiko könnte im zeitlichen Muster der Paritätenanpassungen (Realignments) gesucht werden. Tabelle 21 zeigt, dass deren Anzahl im Zeitablauf starken Schwankungen unterworfen war (vgl. auch die Diskussion zu den fünf Phasen der Historie des EWS in Abschnitt D.III.). Während die Anfangsphase durch häufige Auf- und Abwertungen gekennzeichnet war, die zudem mehr Währungen betrafen und betragsmäßig größer waren, war das EWS später durch eine geringe und abnehmende Zahl von Anpassungen geprägt. Unterbrochen wurde diese Abnahme lediglich durch die Krise des EWS in 1992 und den folgenden Jahren.

Da eine Auf- oder Abwertung einer Währung in der Regel mit einer heftigen Wechselkursbewegung einhergeht, bestehen Auswirkungen auf sämtliche behandelten Risikomaße:

Die *Volatilität*, besonders empfindlich reagiert hier die Varianz der Renditen als quadratische Größe, dürfte im entsprechenden Intervall erhöht werden.

Die *Schiefe* steigt ebenfalls, da die Paritätenanpassung durch die heftige Bewegung des Kurses in eine Richtung die Symmetrie der Verteilung beeinflusst. Beispielsweise erhöht eine Abwertung einer Währung gegen die Deutsche Mark die Schiefe der Renditeverteilung und diese wird zunehmend links-schief. Damit steigt das in Abschnitt D.IV.3. beschriebene Risiko.

Ebenso steigt die *Kurtosis*, da generell die Wahrscheinlichkeit stärkerer Wechselkursschwankungen zunimmt: Die Kursentwicklung ist geprägt durch sehr ruhige Phasen und turbulenteren Kursbewegungen im Umfeld von Paritätenanpassungen.

Unklar ist, wie derartige Effekte zu behandeln sind. Ein möglicher Ansatz ist, die zurückgehende Zahl und Größe der Anpassungen als Teil der Entwicklung aufzufassen und ausdrücklich in die Analyse einzubeziehen. Schließlich mag ja auch die Argumentation gelten, dass sowohl die größere Stabilität der Paritäten als auch das zurückgehende Risiko Folge des gleichen Effektes ist, nämlich einer verbesserten Koordination der Geldpolitik in den Mitgliedsstaaten. Somit sprechen durchaus Argumente dafür, die Paritätenanpassungen nicht gesondert zu berücksichtigen, sondern sie bewusst als Teil der EWS-

Tabelle 21

**Paritätenanpassungen im Europäischen Währungssystem**

	Datum	BEF	DKK	FRF	IEP	ITL	NLG	GBP	Sonst.
1	24.09.1979	+2,0	+5,0	+2,0	+2,0	+2,0	+2,0		
2	30.11.1979		+5,0						
3	23.03.1981					+6,4			
4	05.10.1981	+5,5	+5,5	+8,8	+5,5	+8,8			
5	22.02.1982	+9,3	+3,1						
6	14.06.1982	+4,3	+4,3	+10,6	+4,3	+7,2			
7	21.03.1983	+3,9	+2,9	+8,2	+9,3	+8,2	+1,9		
8	22.07.1985					+8,5			
9	07.04.1986	+2,0	+2,0	+6,2	+3,0	+3,0			
10	04.08.1986				+8,7				
11	12.01.1987	+1,0	+3,0	+3,0	+3,0	+3,0			
13	14.09.1992					+7,3			X
14	17.09.1992								X
15	23.11.1992								X
16	01.02.1993				+11,1				
17	14.05.1993								X
19	06.03.1995								X
20	16.03.1998				+3,0				
Kumuliert:		+31,3	+35,2	+45,3	+61,9	+69,2	+3,9		

Quelle: Deutsche Bundesbank (1989), eigene Fortschreibung.

Angegeben ist jeweils die Kursänderung gegenüber der DEM, jeweils aus deren Sicht. Die grau unterlegten Zellen bezeichnen Zeiträume, in denen die betreffende Währung nicht am Wechselkursmechanismus teilnahm. Die Spalte „Sonst.“ erfasst ohne Angabe des Ausmaßes der Paritätenänderung sämtliche nicht explizit betrachteten Währungen.

Historie keiner spezifischen Behandlung zu unterziehen. Dies entspricht dem Vorgehen des Abschnitts D.IV.2.

Eine konkurrierende Sichtweise würde die Auf-/Abwertungen eher als Störung interpretieren und aus der Betrachtung ausklammern. Obwohl meines Erachtens mehr für die erste Sichtweise spricht, sollen nun in einer ergänzenden Betrachtung die direkten Einflüsse der Paritätenanpassungen unmittelbar in der Trendschätzung berücksichtigt werden. Dazu wird die Schätzgleichung (50) für den linearen Trend in folgender Weise erweitert:

$$(51) \quad y_t = c + a \cdot t + \delta \cdot \text{REALIG}_t + \varepsilon_t$$

Dabei bildet die Variable REALIG für jeden einzelnen Wechselkurs im EWS sowohl das Datum als auch die Stärke einer Paritätenanpassung ab. Sie hat, solange die Parität unverändert bleibt, den Wert Null, ansonsten entspricht sie dem Absolutbetrag der Auf-/Abwertung gegen die Deutsche Mark.

Tabelle 22

**Trendanalyse unter Berücksichtigung von Paritätenanpassungen<sup>1</sup>**

	DEM/FRF		DEM/NLG		DEM/BEF	
	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG
Varianz der Differenzen						
c	5,2E-6**	2,0E-6	8,4E-7***	8,0E-7***	5,1E-6***	2,4E-6*
a	-8,2E-10	-1,2E-10	-2,2E-10***	-2,1E-10***	-1,1E-9	-4,7E-10
δ	--	6,0E-6***	--	5,8E-8	--	5,7E-6***
Schiefe						
c	1,228***	0,868***	0,657***	0,616***	0,860***	0,609**
a	-0,0002**	-0,0001	-6,0E-5*	-5,1E-5	-3,7E-5	1,2E-5
δ	--	0,679***	--	0,060	--	0,522***
Kurtosis						
c	7,252***	4,147***	2,627***	2,160***	5,525**	3,590**
a	-0,001**	-0,001*	-0,000	-6,2E-5	-0,001	-9,6E-5
δ	--	5,858***	--	0,698***	--	4,030***
<hr/>						
	DEM/DKK		DEM/ITL		DEM/IEP	
	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG	Ohne Variable REALIG	Mit Variable REALIG
Varianz der Renditen						
c	3,7E-06**	2,5E-06	1,1E-06***	9,9E-07***	8,55E-07	-1,3E-06
a	-3,3E-10	-3,9E-11	-3,9E-10***	-3,7E-10***	2,6E-09***	2,6E-09***
δ	--	1,9E-06**	--	1,1E-07***	--	6,8E-06***
Schiefe						
c	1,176***	0,796***	0,658***	0,605***	0,736***	0,539***
a	-0,0002**	-9,1E-05	-6,6E-05	-5,2E-05	2,1E-05	1,6E-05
δ	--	0,612***	--	0,068	--	0,635***
Kurtosis						
c	6,819***	4,084***	2,744***	2,490***	3,155	1,648
a	-0,001**	-0,006	-0,003	-0,0002	0,0002	0,000
δ	--	4,411***	--	0,324	--	4,851***

<sup>1</sup> Das geschätzte Modell ist:  $Y_t = c + a \cdot t$  ( $Y_t$  Risikomaß für Intervall  $t$ ;  $t$  Zeitparameter;  $a$  Trendparameter) jeweils in der linken Spalte für jeden Wechselkurs und  $Y_t = c + a \cdot t + \delta \cdot \text{REALIG}$  in der rechten Spalte (zur Erläuterung der Variablen REALIG siehe Haupttext). Im Gegensatz zu den vorherigen Schätzungen wird hier nicht der standardisierte Regressionskoeffizient verwendet.

Zunächst ist festzustellen, dass der Parameter  $\delta$  für den Einfluss der Paritätenanpassung für die meisten Schätzungen signifikant ist. Ausnahmen bilden der Niederländische Gulden, hier ist  $\delta$  lediglich für die Kurtosis signifikant, und die Italienische Lira, für die sich bei den höheren Momenten der Verteilung kein direkter Einfluss der Variablen REALIG feststellen lässt. Weiterhin lässt sich ein Einfluss auf den Trendparameter  $\alpha$  feststellen: In den meisten Fällen ist eine Verschlechterung der Signifikanz der geschätzten Parameter feststellbar (nicht jedoch für den Niederländischen Gulden). Somit ist – auch wenn das Bild sinkenden Risikos noch tendenziell erhalten bleibt – festzuhalten, dass der Effekt der Risikoreduktion teilweise auf die weniger häufigen Paritätenanpassungen zurückzuführen ist.

## 5. Zwischenfazit

Auch Abschnitt D.IV. bescheinigt dem EWS ein erfolgreiches Arbeiten: Mit Ausnahme des irischen Pfundes ist für sämtliche Kurse ein sinkendes Risiko zu erkennen. Diese Risikoreduktion ist für alle Risikomaße, dies sind die Varianz die Schiefe und die Kurtosis von Wechselkursrenditen, feststellbar, jedoch vor allem für die Varianz signifikant. Jedoch zeigt sich bei der Anwendung von Strukturbruchtests, dass in der Anfangsphase des EWS das Wechselkursrisiko nicht durch einen Rückgang, sondern vielmehr durch einen Anstieg gekennzeichnet ist. Dagegen lässt sich für die Folgezeit eine Risikoreduktion erkennen. Offensichtlich ist also die Frühphase des EWS, etwa bis 1982/83, hinsichtlich des Trendverhaltens des Wechselkursrisikos eine entscheidende Phase, die signifikant vom späteren Verhalten des „neuen EWS“ abweicht. Dagegen haben spätere Ereignisse, etwa das Basel-Nyborg-Abkommen, das Wechselkursrisiko offensichtlich weniger beeinflusst.

Das Ergebnis eines tendenziell sinkenden Wechselkursrisikos hat auch dann Bestand, wenn Paritätenanpassungen als deren mögliche Ursache in der Schätzung explizit berücksichtigt werden.

## V. Fazit

Unter Berücksichtigung der Ergebnisse dieses Abschnittes ist das Europäische Währungssystem recht erfolgreich in seiner Aufgabe, das Wechselkursrisiko zwischen den Teilnehmerwährungen zu verringern, also die externe Dimension (Gros/Thygesen, 1998) der monetären Stabilität zu gewährleisten. In diesem Zusammenhang ist zunächst der in der Literatur gut dokumentierte (Flood/Rose, 1995) Einmaleffekt durch die Errichtung des EWS zu nennen, der zu einer deutlichen Reduktion der Wechselkursvolatilität führte. Dabei

gibt es keine Hinweise auf einen Transfer der (zwischen den Teilnehmern unterdrückten) Volatilität zu den Außengrenzen des EWS: Die Volatilität einer Kontrollgruppe von Wechselkursen gegen die Deutsche Mark unterscheidet sich kaum zu der von Kursen gegen den US Dollar. Weiterhin sind die Unterschiede in der Volatilität für die einzelnen Teilperioden des EWS geringer als im Vergleich zu flexiblen Kursen. Die Wahl des Wechselkurssystems auf die Volatilität erweist sich somit als gewichtigster Einflussfaktor.

Erkennbar ist jedoch, dass die niedrigere Volatilität mit einer höheren „Fragilität“ (Hughes Hallett/Anthony, 1997, S. 542) der Kurse einhergeht. Diese drückt sich darin aus, dass die Kurse des EWS ein größeres Risiko in den höheren Momenten der Renditeverteilungen zeigt. Ein Risikotransfer zu anderen als Devisenmärkten wird in dieser Arbeit dagegen ausdrücklich nicht betrachtet.

Abgesehen von diesem einmaligen Effekt lässt sich weiterhin über die gesamte Historie des EWS ein weiterer Rückgang des Wechselkursrisikos feststellen, so dass dem EWS also auch ein relativer Fortschritt im Zeitablauf bescheinigt werden kann. Dieser ist besonders deutlich für die Volatilität der Kurse, lässt sich in schwächerer Form jedoch auch für die höheren Momente der Renditeverteilungen finden. Eine Sonderstellung nimmt hierbei jedoch das Irische Pfund ein. Dieses ist im Gegensatz zu den anderen Währungen im EWS nicht durch sinkendes, sondern durch tendenziell steigendes Risiko gekennzeichnet. Dies mag auf die besondere Situation dieser Währung zurückzuführen sein. Das Irische Pfund nimmt, wie in Abschnitt D.II. bereits dargelegt wurde, eine Mittelstellung zwischen den kontinentaleuropäischen Währungen im EWS und dem Britischen Pfund ein, die zu einer besonderen Abhängigkeit Irlands vom Vereinigten Königreich führt, sowohl hinsichtlich des Handels als auch der Finanzmärkte.

Aus den Ergebnissen dieses Abschnittes können folgende Lehren gezogen werden:

1. Die Einführung eines Bandbreitensystems wie des EWS kann nicht nur das Wechselkursrisiko einmalig mit seiner Errichtung reduzieren, sondern auch einen fortlaufenden Prozess der Risikoreduktion anstoßen.
2. Diese Reduktion umfasst auch die höheren Momente der Renditeverteilungen, die als Maß für die Fragilität des Bandbreitensystems dienen können.
3. Jedoch stellen sich die positiven Wirkungen nicht automatisch ein, sondern benötigen eine enge Politikkoordination in den beteiligten Volkswirtschaften. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem Schlagwort „tying one's hands“, welches als Ausgleich für die Aufgabe einer autonomen Geldpolitik Stabilität sichert (Giavazzi/Giovannini, 1988). Somit ging

die Wechselkursstabilität einher mit einem Verlust geldpolitischer Autonomie in den Mitgliedsstaaten. Diese Sichtweise wird noch dadurch gestützt, dass Länder, die dazu nicht willens oder in der Lage waren, den Wechselkursmechanismus später verlassen haben.

Als möglicher Einwand gegen die vorgebrachte Argumentation lässt sich vorbringen, dass ja immer noch die Möglichkeit bestehe, dass die im Vergleich zu den Kontrollgruppen günstige Risikoentwicklung im EWS auf dritte Faktoren zurückzuführen sei, nicht jedoch auf das System selber. Als ein solcher Faktor könnte beispielsweise eine bessere makroökonomische Entwicklung angesehen werden, d.h. vor allem ökonomische Konvergenz der Mitgliedsländer. Allerdings zeigt Rose (1996) dass die Wirkungen insbesondere auf die Wechselkursvolatilität, die im Untersuchungszeitraum einen besonders ausgeprägten Rückgang aufweist, eher als gering einzuschätzen sind. Plausibler erscheint vor diesem Hintergrund eine andere Wirkungskette: Das EWS hat einerseits das Wechselkursrisiko verringert und andererseits eine engere Koordination nationaler Geld- und (insbesondere im Vorfeld der Währungsunion) Fiskalpolitik bewirkt, was zu makroökonomischer Konvergenz der Teilnehmerländer führte.

## **E. Wechselkursvolatilität bei Änderungen des Währungssystems**

### **I. Einführung**

In den vorangegangenen Abschnitten wurde jeweils die langfristige Entwicklung der Wechselkursvolatilität innerhalb alternativer Wechselkurssysteme betrachtet. Der Abschnitt D.III. hat jedoch bereits gezeigt, dass der Wechsel des Systems selber die Volatilität erheblich beeinflusst. Aufbauend auf dieser Beobachtung soll nun der Frage nachgegangen werden, wie sich die Volatilität auf Devisenmärkten im direkten Umfeld derartiger Systemwechsel verhält. Dazu werden zwei typische Fälle herausgegriffen: Der Eintritt in die Europäische Währungsunion als Beispiel eines Übergangs von flexiblen zu fixen Systemen (Abschnitt E.III.) und der umgehrte Weg in Form einer Bewegung von weniger flexiblen zu flexibleren Systemen. Letzteres geschieht am Beispiel der so genannten Visegrád-Staaten (Polen, Slowakei, Tschechien und Ungarn) in Abschnitt E.IV. Zuvor soll die Methodik des Markov Switching GARCH-Modells betrachtet werden. Dabei liegt der Schwerpunkt auf der technischen Darstellung, die inhaltliche Darstellung wird auf die wesentlichen Zusammenhänge beschränkt. Für eine tiefer gehende Analyse wird auf die entsprechende, in den Abschnitten E.III. und E.IV. angegebene Literatur verwiesen.

### **II. Methodik**

Als Instrument für die empirische Analyse dieses Kapitels dient das bereits in Abschnitt B.III.3. behandelte Markov Switching GARCH-Modell, im Folgenden kurz: MS-GARCH. Es erscheint daher sinnvoll, die dort nur überblicksartige Betrachtung zu vertiefen. Wie bereits in den Gleichungen (23) und (24) des Abschnitts B. wird hier angenommen, dass die Renditen des Wechselkurses einer von zwei alternativen Verteilungen entstammen. Die Zugehörigkeit zu einem solchen Regime hängt dabei von einer nicht beobachtbaren Zufallsgröße  $St$  ab, die einem ergodischen Markovprozess erster Ordnung folgt. Weiterhin werden hier die bedingten Verteilungen der Renditen analog zu zahlreichen Arbeiten aus der Literatur zu GARCH-Modellen ohne Regimewechsel (vgl. Bollerslev/Chou/Kroner, 1992) durch eine t-Verteilung mo-

delliert. Dies führt insofern zu deutlicheren Ergebnissen, als wegen der im Vergleich zur Normalverteilung dickeren Enden der t-Verteilung die Stabilität der Regimes höher ist (Klaassen, 2002), d.h. die Trennschärfe des Modells nimmt zu.

Die Dichtefunktion der Renditeverteilung ergibt sich also in folgender Weise:

$$(52) \quad f(r_t) = \begin{cases} f_1(r_t) = t_{v_1, \mu_1, \sigma_{1,t}^2}(r_t), & \text{wenn } s_t = 1 \\ f_2(r_t) = t_{v_2, \mu_2, \sigma_{2,t}^2}(r_t), & \text{wenn } s_t = 2 \end{cases}$$

$$P(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{ij}, \text{ für } i, j \in \{1, 2\}$$

dabei ist  $t_{v_i, \mu_i, \sigma_{i,t}^2}(r_t)$  die Dichtefunktion der (nichtzentrierten) t-Verteilung:

$$(53) \quad t_{v, \mu, \sigma_t^2}(x) = \frac{\Gamma\left[\frac{v+1}{2}\right]}{\Gamma\left[\frac{v}{2}\right] \cdot \sqrt{\pi(v-2)\sigma_t^2}} \cdot \left[1 + \frac{(r_t - \mu)^2}{\sigma_t^2(v-2)}\right]^{-\left(\frac{v+1}{2}\right)}$$

Hier bezeichnet  $\Gamma(\cdot)$  die Gammafunktion. Weiterhin wird angenommen, dass die zeitabhängige Varianz einer GARCH(1,1)-Spezifikation mit regime-abhängigen Koeffizienten folgt, d.h. es gilt:

$$(54) \quad \sigma_{t,s_t}^2 = \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} \sigma_{t-1}^2$$

Die Berechnung der ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $P(s_t=i \mid \Phi_{t-1})$  und der Filterwahrscheinlichkeiten  $P(s_t=i \mid \Phi_t)$  erfolgt rekursiv im Rahmen der Berechnung der Loglikelihoodfunktion, siehe hierzu die ausführliche Darstellung des Algorithmus in Abbildung 8. Als Startwert für die ex-ante-Wahrscheinlichkeiten in Periode 1 dient die unbedingte Wahrscheinlichkeit (steady state probability)  $\pi_1 = P(s_{t=1})$  bzw.  $\pi_2 = P(s_{t=2})$ , sich im betreffenden Regime zu befinden. Diese ergibt sich unmittelbar aus den Parameterwerten  $p_{11}$  und  $p_{22}$ , also den Wahrscheinlichkeiten, dass der Prozess in dem Regime verbleibt, in dem er sich aktuell befindet. Es gilt nämlich (Hamilton, 1994):

$$(55) \quad \pi_1 = \frac{1 - p_{22}}{2 - (p_{11} + p_{22})}, \pi_2 = \frac{1 - p_{11}}{2 - (p_{11} + p_{22})}$$



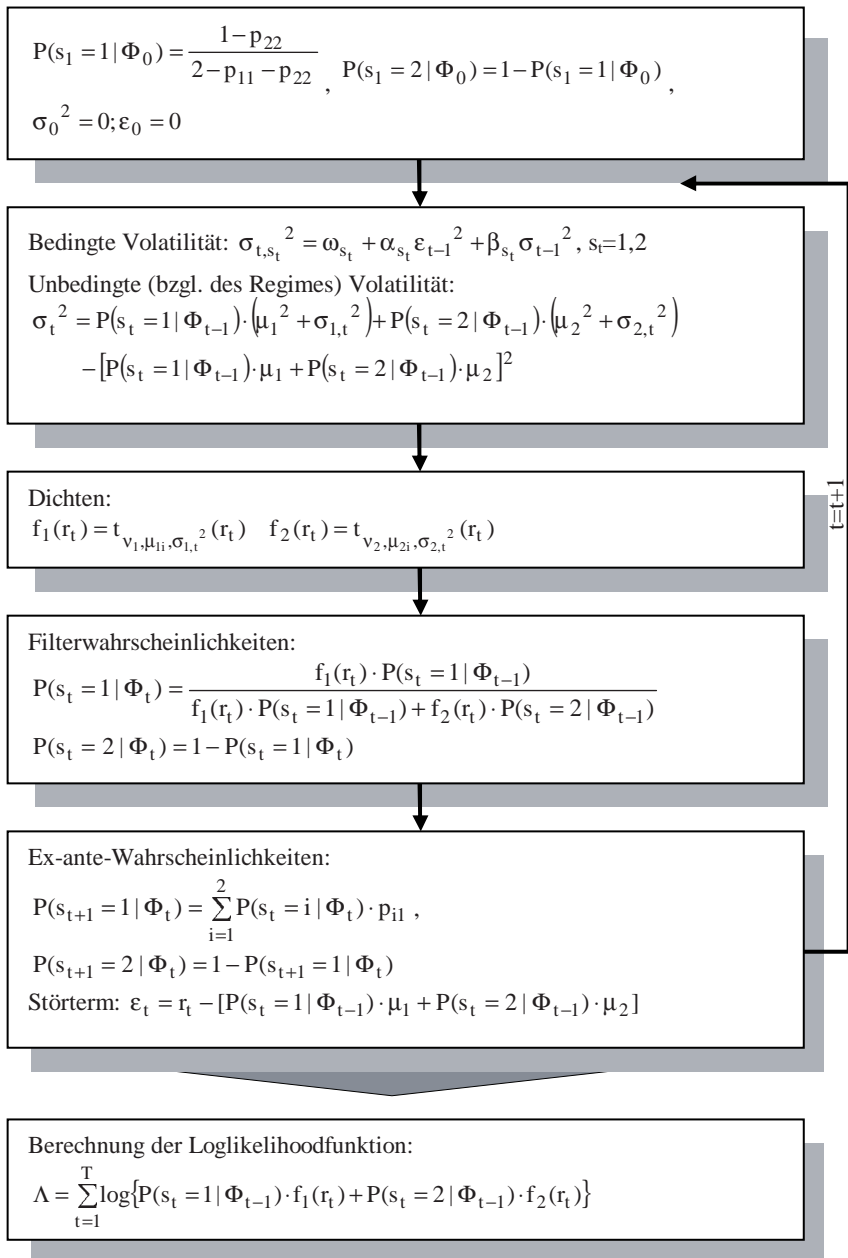


Abbildung 8: Algorithmus zur Berechnung der Loglikelihoodfunktion im Markov Switching GARCH-Modell mit t-verteilten Innovationen

Dagegen ist für die Berechnung der geglätteten Wahrscheinlichkeiten  $P(s_{i=i} | \Phi_T)$ , die für die statistische Inferenz die Informationen aus sämtlichen  $T$  Beobachtungen, also der gesamten Reihe nutzen, die Anwendung eines Filters erforderlich. Dazu stehen alternative Filter zur Verfügung (Hamilton, 1989; Diebold/Lee/Weinbach, 1994; Kim, 1994; Gray, 1996a). Für die Berechnungen dieses Abschnittes findet der einfach zu handhabende Algorithmus von Kim (1994, eine Darstellung findet sich auch in Kim/Nelson, 1999, Kap. 4.3.1) Verwendung.

Die Maximierung der Loglikelihoodfunktion erfolgt mit dem Constraint Maximum Likelihood Modul der Software GAUSS (Vers. 3.5). Um die Ergodizität des Markov Prozesses zu sichern, wurden die Übergangswahrscheinlichkeiten  $p_{11}$  und  $p_{22}$  auf das Intervall  $[0,001; 0,999]$  beschränkt. Dies scheint erforderlich, da im Zuge eines Regimewechsels möglicherweise während der unter Umständen kurzen Zeitreihe keine Rückkehr zu einem bereits verlassenen Regime stattfindet. Dies führt dann dazu, dass der Prozess als nicht umkehrbar geschätzt wird und die Übergangswahrscheinlichkeit im Zuge der Maximierung der Loglikelihoodfunktion gegen eins läuft. Tatsächlich bewegen sich die Übergangswahrscheinlichkeiten in der Schätzung häufig an der Grenze des gewählten Intervalls.

### III. Übergang zur Europäischen Währungsunion

Mit dem 1.1.1999 ist das Europäische Währungssystem (EWS I) in die Europäische Währungsunion übergegangen. Für die Teilnehmer am EWS gab es lediglich die Möglichkeiten der Teilnahme an der Währungsunion oder des Eintritts in das neue EWS II.<sup>1</sup> Während bereits früh die Planungen für die Währungsunion liefen, wurde der Kreis der Teilnehmerländer erst vergleichsweise spät benannt. Auf dem informellen Treffen der Finanz- und Wirtschaftsminister (ECOFIN) im luxemburgischen Mondorf-les-Bains am 13. und 14. September 1997 wurde lediglich als Termin für die Benennung der teilnehmenden Länder der Mai 1998 festgelegt. Zu diesem Termin sollten auch die Paritäten bekannt gegeben werden, zu denen die Teilnehmerwährungen in den Euro übergehen sollten. Während hinsichtlich der Fixierungsparitäten jedoch bereits relativ große Sicherheit bestand, dass es sich um die am 31. Dezember 1998 gültigen Paritäten des Europäischen Währungssystems handeln

---

<sup>1</sup> Sämtliche Teilnehmer, die bis Ende 1998 am Wechselkursmechanismus des EWS I teilgenommen hatten, gingen am 1.1.1999 entweder in die Währungsunion oder den Wechselkursmechanismus des EWS II über.

würde (Deutsche Bundesbank, 1997, S. 10ff.), war der Kreis der Teilnehmerländer bis zum Mai 1998 Gegenstand von Spekulationen. Als vergleichsweise sicher galt etwa die Teilnahme Deutschlands, Frankreichs, der Niederlande, Belgiens und Luxemburgs und Österreichs. Dagegen war die Teilnahme der Mittelmeeranrainerstaaten Portugal, Spanien, Italien und Griechenland immer wieder Anlass für Diskussionen. Die endgültige Festlegung des Teilnehmerkreises erfolgte dann offiziell anlässlich des EU-Gipfels am 2. und 3. Mai in Brüssel und folgte dabei der Empfehlung des Europäischen Währungsinstitutes (1998) in seinem Konvergenzbericht vom 25. März 1998. Dort wurden als Teilnehmer benannt: Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Luxemburg, die Niederlande, Österreich, Portugal und Spanien. Somit gingen zunächst zehn Währungen (Belgien und Luxemburg bildeten mit Unterbrechungen bereits seit 1922 eine Währungsassoziation) über in die Währungsunion. Gleichzeitig wurde die Fixierungsparität erwartungsgemäß festgelegt.

Wie bereits erwähnt wurde, waren die Erwartungen der Marktteure bezüglich des Teilnehmerkreises sehr heterogen. Entsprechend ist zu erwarten, dass sich die unterschiedlichen Erwartungen in der Wechselkursvolatilität widerspiegeln. Dabei kann die Deutsche Mark als bereits frühzeitig feststehender Teilnehmer an der Währungsunion als Referenzwährung dienen. Gleichzeitig trägt diese Vorgehensweise der Tatsache Rechnung, dass am 2./3. Mai 1998 lediglich bilaterale Umrechnungskurse zwischen den Teilnehmerländern festgelegt wurden, da sich der Außenwert des Euro an demjenigen des Ecu zum 31. Dezember 1998 orientieren sollte (Europäische Union, 1998).

Es ist anzunehmen, dass sich die Volatilität einer Währung gegenüber der Deutschen Mark verringert, sobald sie als Teilnehmer an der Währungsunion von der Mehrzahl der Marktteure akzeptiert wurde und zwar um so schneller, je weniger überraschend die Teilnahme eingeschätzt wurde, d.h. je schneller sich die Überzeugung durchsetzte, dass die betreffende Währung zu den Teilnehmern gehört. Da die ex-ante-Wahrscheinlichkeit  $P(s_t=i | \Phi_{t-1})$  definitionsgemäß die erwartete Regimezugehörigkeit in der Periode  $t$  zum Zeitpunkt  $t-1$  darstellt, ist es nahe liegend, diese als die zum jeweiligen Zeitpunkt vorherrschende Markterwartung zu interpretieren.

Damit sollte sich in den Schätzergebnissen aus dem MS-GARCH-Modell folgendes Verhalten der Wechselkursvolatilität widerspiegeln:

Die Wahrscheinlichkeit der Zugehörigkeit zum Regime mit höherer Volatilität (dieses wird im Folgenden willkürlich als Regime 1 festgelegt) sollte im Falle einer glaubwürdigen Ankündigung der Währungsunion zu Beginn des Beobachtungszeitraumes in der Nähe von eins liegen. Dies wird als Unsicherheit über die zukünftige Teilnahme der betreffenden Währung, die ja noch

nicht angekündigt worden ist, interpretiert. Im Moment der (absolut glaubwürdigen) Ankündigung der Teilnahme und des Eintrittskurses sollte diese Wahrscheinlichkeit schnell auf null absinken, da von diesem Zeitpunkt keinerlei Unsicherheit über die Teilnahme an der Währungsunion besteht.

Dagegen wird nicht mit einem sofortigen und einmaligen Absinken der Wahrscheinlichkeit zu rechnen sein, d.h. es erfolgt kein dauerhafter Übergang in ein Regime niedriger Volatilität, wenn die Ankündigung der Teilnahme an der Währungsunion nicht glaubwürdig ist. Die Unsicherheit kann bestehen hinsichtlich der Teilnahme der betreffenden Währung oder dem pünktlichen Beginn der Währungsunion. In diesem Fall wird die ex-ante-Wahrscheinlichkeit typischerweise zwischen null und eins schwanken, d.h. je nach Einschätzung durch die Marktakteure bzw. Stand der Diskussion wird die bedingte Volatilität hoch (Regime 1) oder niedrig (Regime 2) sein (vgl. für theoretische Überlegungen zum Übergang zur Währungsunion De Grauwe, 1996; Wilfling, 1999; De Grauwe/Dewachter/Veestraeten, 1999; eine empirische Analyse findet sich in Wilfling, 2001, 2002; Wilfling/Männig, 2001).

Somit ergeben sich zwei Aufgaben: Erstens sollte es möglich sein, die einzelnen Währungen einem der beiden genannten Phänotypen zuzuordnen. Zweitens lässt sich möglicherweise der Zeitpunkt ermitteln, ab dem die Marktakteure die Teilnahme der betreffenden Währung an der Währungsunion als glaubwürdig einschätzen. Dies ist typischerweise daran erkennbar, dass der Kurs dauerhaft im Regime niedriger Volatilität verharret. Insbesondere stellt sich hier die Frage welches der genannten Ereignisse – Ratssitzungen in Mondorf-les-Bains bzw. Brüssel sowie die Veröffentlichung des Konvergenzberichtes des Europäischen Währungsinstitutes – letztlich durch die Marktteilnehmer als entscheidend eingeschätzt wurde.

In den Ergebnissen nicht berücksichtigt werden die Kurse des Französischen Franc, des Belgischen Franc, des Niederländischen Gulden und des Österreichischen Schilling jeweils gegenüber der Deutschen Mark, für die keine Regimewechsel unterschieden werden können<sup>2</sup>. Dies äußert sich darin, dass die Wahrscheinlichkeit der Zugehörigkeit zu jeweils einem Regime für den

---

<sup>2</sup> Die Tatsache, dass das MS-GARCH-Modell nicht für die Währungen sämtlicher Kandidaten zu brauchbaren Regimeunterscheidungen führt, deckt sich mit den Ergebnissen von Wilfling (2001). Dieser findet lediglich für den Französischen Franc, die Finnmark, den Portugiesischen Escudo und die Italienische Lira Ergebnisse, die auf Regimewechsel hinweisen, während bei den anderen Währungen wegen Konvergenzproblemen und nicht interpretierbaren Ergebnissen keine Aussagen getroffen werden können (Wilfling, 2001, S. 163). Dagegen entsprechen die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit, dass ausschließlich für die sicheren Teilnehmer an der Währungsunion keine Regimewechsel erkennbar sind, der Intuition.

gesamten Zeitraum in der Nähe von null (und damit für das jeweils andere Regime in der Nähe von eins) liegt. Dies ist möglicherweise darin begründet, dass es sich um die Währungen handelt, die frühzeitig als sichere Teilnehmer der Währungsunion galten<sup>3</sup> (Dale, 1998, S. 11). Somit mag das Ergebnis schlichtweg Ausdruck dafür sein, dass für die betreffenden Länder von vornherein keine Erwartungsunsicherheit bestand und erscheint vor diesem Hintergrund plausibel.

Damit verbleiben für die Untersuchung folgende späteren Teilnehmer der Währungsunion: Irland (Irisches Pfund: IEP), Italien (Italienische Lira: ITL), Portugal (Portugiesischer Escudo: PTE), Spanien (Spanische Peseta: PTE) und Finnland (Finnmark: FIM). Die Ergebnisse der Parameterschätzungen aus dem MS-GARCH-Modell für die Währungen dieser Länder finden sich in Tabelle 23 für den Zeitraum zwischen dem 1. Januar 1996 und dem 31.12.1998. Auf eine Darstellung der Ergebnisse für die restlichen Währungen wird dagegen verzichtet.

Ebenfalls in Tabelle 23 finden sich die Ergebnisse eines einfachen GARCH(1,1)-Modells für die Renditen ohne Regimewechsel. Wie bereits in Abschnitt B. erläutert wurde, spiegelt sich in der Summe der Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  die Persistenz von Volatilitätsschocks wider. Erreicht oder überschreitet  $\alpha+\beta$  den Wert eins, ergibt sich eine unendliche Persistenz von Volatilitätsschocks, d.h. die Volatilität steigt im Zeitablauf tendenziell immer weiter an und Volatilitätsschocks werden nicht mehr abgebaut. Ein derartiges Ergebnis kann auf Strukturbrüche in der Volatilität der untersuchten Reihen hinweisen (Klaassen, 2002). Dagegen indizieren Werte von  $\alpha+\beta$  unterhalb eins einen allmählichen Abbau von Volatilitätsschocks. Dies geschieht jedoch umso langsamer, je näher  $\alpha+\beta$  bei eins liegen.

Für das einfache GARCH(1,1)-Modell ohne Berücksichtigung von Strukturbrüchen liegen die ermittelten Werte für  $\alpha+\beta$ , die die Persistenz von Volati-

---

<sup>3</sup> Von den genannten Staaten mag allenfalls Belgien als Teilnehmer der Währungsunion strittig erscheinen, da es mit einem Schuldenstand von ca. 120 % des BIP ein Konvergenzkriterium deutlich verletzte. Jedoch wurde Belgien im Vorfeld der Währungsunion aufgrund seiner Konsolidierungsfortschritte, vor allem aber weil es im europäischen Einigungsprozess stets eine Vorreiterrolle eingenommen hatte (unter anderem zählte es zu den Gründungsmitgliedern der Europäischen Gemeinschaften) und seit 1979 ununterbrochen am Wechselkursmechanismus des EWS teilgenommen hatte, nie als Teilnehmer der Währungsunion ernsthaft in Zweifel gezogen (vgl. Melloan, 1997, S. 17). Als weiteres Argument mag die regionale Lage inmitten der sicheren Teilnehmer Deutschland, Frankreich, Niederlande und Luxemburg gelten. Mit Luxemburg, das die Konvergenzkriterien klar erfüllte, bildete Belgien zudem eine Währungsassoziation.

litätsschocks widerspiegeln, durchweg in der Nähe von eins, für drei der fünf Kurse sogar darüber und implizieren so eine unendliche Persistenz von Volatilitätsschocks. Dagegen fällt auf, dass bei Zulassen von Regimewechseln die Persistenz deutlich geringer ist als für das Modell ohne Regimewechsel. Während für das Standardmodell GARCH(1,1) die Summe  $\alpha + \beta$  zwischen 0,997 und 1,045 liegt, reduziert sich dieser Wert beim MS-GARCH-Modell auf Werte zwischen 0,292 (Portugiesischer Escudo, Regime 2) und 0,999 (Spanische Peseta, Regime 1). Sie liegt somit immer unterhalb von 1. Dabei ist festzustellen, dass die Persistenz für das Regime 1 (hohe Volatilität) durchweg höher ist als für das Regime 2 (niedrige Volatilität). Dies deckt sich mit anderen, jüngeren empirischen Untersuchungen (Chaudhuri/Klaassen, 2002; Klaassen, 2002; Wilfling, 2002), die im Gegensatz zu älteren Arbeiten (Cai, 1994; Hamilton/Susmel, 1994) völlig unterschiedliche GARCH-Parameter in beiden Regimes zulassen.

Die im MS-GARCH-Modell geringere Persistenz stützt die Argumentation von Klaassen (2002), dass die hohe Persistenz des einfachen GARCH-Modells auf die Nichtberücksichtigung von Regimewechseln, also eine Spezifikation des Modells zurückzuführen sei, die nicht sämtliche Charakteristika des betreffenden Prozesses abbildet.

Weiterhin ist auffällig, dass die Freiheitsgrade der t-Verteilung  $v_1$  und  $v_2$  Werte annehmen, die deutlich von der Normalverteilung abweichen (die t-Verteilung lässt sich für große  $v$  gut durch die Normalverteilung approximieren). Der größte Wert wird für den Portugiesischen Escudo im Regime 1 mit  $v_1 = 3,964$  erreicht. Der kleinste Wert ist für die Spanische Peseta im Regime 2 mit  $v_2 = 2,304$  festzuhalten. Dies impliziert eine Verteilung mit endlicher Varianz (diese existiert für Freiheitsgrade größer als zwei), die gegenüber der Normalverteilung eine deutlich höhere Kurtosis aufweist (die t-Verteilung lässt sich erst für deutlich größere Freiheitsgrade durch die Normalverteilung approximieren, vgl. Greene, 2000, S. 68) und rechtfertigt somit die Verwendung der t-Verteilung.

Schließlich sticht auch die hohe Persistenz der Regimezugehörigkeit ins Auge, das heißt die Wahrscheinlichkeiten  $p_{11}$  bzw.  $p_{22}$  im aktuellen Regime zu verweilen, liegen jeweils nur knapp unter eins, ein Wert von 0,997 wird in keinem Fall unterschritten. Diese hohe, durch die Wahl der t-Verteilung als bedingte Verteilung begünstigte (siehe Abschnitt E.II.), Persistenz zeigt sich auch in der graphischen Darstellung der geglätteten Wahrscheinlichkeiten  $P(s_t | \Phi_T)$  in Abbildung 9 als sehr trennscharfe Unterscheidung der beiden Regimes.

Eine graphische Darstellung der bedingten Varianzen  $\sigma_t^2$  findet sich in Abbildung 10. Deutlich ist erkennbar, dass die Volatilität vor Einführung der

Währungsunion abgenommen hat. Der Zeitpunkt der Reduktion liegt dabei stets zwischen dem ECOFIN-Treffen von Mondorf-les-Bains (13./14. September 1997, linke senkrechte Linie) und dem EU-Gipfel von Brüssel (2./3. Mai 1998, rechte senkrechte Linie). Dieses erste Ergebnis ist völlig plausibel, da nach dem Gipfel von Brüssel der Teilnehmerkreis definitiv fest stand, und sich keinerlei Unsicherheit mehr in der Wechselkursvolatilität abbilden sollte. Unterschiede ergeben sich hinsichtlich des Ausmaßes der Volatilitätsreduktion. Diese hängt im Wesentlichen ab von der Volatilität vor Ankündigung der Währungsunion. Während nämlich die unbedingte Volatilität im Regime 2, also niedriger Volatilität, als akzeptierter Teilnehmer der Währungsunion, für alle Währungen recht ähnlich ist (siehe Tabelle 23), ist die Volatilität je nach betrachteter Währung vor Anfang 1998 sehr unterschiedlich ausgeprägt (siehe Tabelle 23).

Jedoch lässt sich alleine anhand der bedingten Varianzen nur sehr schwer das genaue Datum des Regimewechsels feststellen, zu dem die betreffenden Währungen von den Marktakteuren als Teilnehmer der Währungsunion akzeptiert wurden. Dies ist deutlich leichter in Abbildung 9 erkennbar. Der Verlauf der ex-ante-Volatilität, die ja als Indikator für die Markterwartungen interpretiert wird, korrespondiert per Konstruktion (vgl. Abbildung 8) mit den bereits betrachteten bedingten Varianzen. Wiederum ist deutlich erkennbar, dass sich die Wechselkursrenditen spätestens seit dem Gipfel von Brüssel im Regime 2 niedriger Volatilität befinden<sup>4</sup>.

Betrachtet man als Datum für das Ende der Unsicherheit den Termin, an dem die ex-ante-Wahrscheinlichkeit endgültig unter 0,5 gesunken ist, ergibt sich das erstaunliche Bild, dass Italien offenbar sehr früh, nämlich bereits Ende 1997 in eine Phase geringer Wechselkursvolatilität übergang. Dies ist insofern unerwartet, als es immer wieder Vorbehalte gegen seine Teilnahme an der Währungsunion gab. So äußerte etwa die niederländische Regierung noch im April 1998, also kurz vor Bekanntgabe des Konvergenzberichtes des EWI Vorbehalte (NZZ, 1998). Im Umfeld dieser Diskussion ist jedoch für die Italienische Lira lediglich eine leichte Erhöhung der ex-ante-Wahrscheinlichkeit für das Regime 1 (hohe Volatilität) feststellbar, siehe Abbildung 9.

Dagegen scheint für die übrigen Kurse die Unsicherheit länger bestanden zu haben. Für die Finnmark und den Portugiesischen Escudo erfolgte der Ü-

---

<sup>4</sup> Dagegen findet Wilfling (2002) auch nach Mai 1998 noch Regimewechsel der Ex-ante-Wahrscheinlichkeit. Als mögliche Interpretation lassen sich nur – zumindest in der von Wilfling gefundenen Häufigkeit nicht völlig plausibel – Unsicherheiten über den pünktlichen Beginn der Währungsunion oder externe Einflüsse, die nicht notwendigerweise im Zusammenhang mit der Währungsunion stehen, anführen.



bergang im Januar 1998. Hierbei ist anzumerken, dass zu diesem Zeitpunkt der Referenzzeitraum für die Erfüllung der Konvergenzkriterien, anhand derer die Tauglichkeit zur Teilnahme an der Währungsunion festgestellt wurde<sup>5</sup>, endete. Somit erklärt sich dieser Termin als natürlicher Kandidat für eine Reduktion der Unsicherheit hinsichtlich der Teilnahme. Für die Spanische Peseta und das Irische Pfund sind jedoch auch nach Januar 1998 noch deutliche Wechsel der ex-ante-Wahrscheinlichkeiten festzustellen, die bis Ende Februar (Spanien) bzw. Anfang Mai (Irland) anhalten. Während dieser Effekt für Spanien also gering ist, ist das Ausmaß der Unsicherheit für Irland weiterhin erheblich und dauert etwa bis zum Vorliegen des Konvergenzberichtes des EWI (1998) an, in dem für Irland „*Nachbesserungsbedarf, der aber die Funktionsfähigkeit des ESZB ... insgesamt nicht gefährdet*“ (S. 22), festgestellt wird.

Insgesamt bleibt festzustellen, dass die bloße Ankündigung der Währungsunion nicht unmittelbar zu einer Reduzierung der Unsicherheit, hier approximiert durch die Wechselkursvolatilität, geführt hat. Diese wurde, auch wenn bereits vorher viel für ein „möglichst großes Startfeld“ (Schieber, 1998, S. 4) sprach, letztlich erst am 25. März 1998 mit dem Vorliegen des Konvergenzberichtes des EWI, in dem die Empfehlung zur Aufnahme aller hier betrachteten Kandidaten ausgesprochen wurde, aus den Märkten genommen.

Dieser Zeitpunkt kann demnach als der endgültige Termin der Festlegung der Teilnehmerländer an der Währungsunion betrachtet werden, während der Gipfel von Brüssel Anfang Mai 1998 lediglich die formale, nicht aber faktische Festlegung der Teilnehmer bedeutete. Weiterhin bestand nach dem Vorliegen des Konvergenzberichtes offenbar kaum noch Unsicherheit über eine Verschiebung der Währungsunion. Die Wechselkurse verharrten nach dem 25. Mai ausgesprochen stabil im Regime 2 niedriger Volatilität, was für eine vergleichsweise sichere Erwartung eines pünktlichen Beginns der Währungsunion spricht.

---

<sup>5</sup> Die Konvergenzkriterien für den Referenzzeitraum 1/1996 bis 12/1997 sind (vgl. EWI, 1998):

- Teuerungsrate: im Referenzzeitraum unterhalb des Referenzwertes (Durchschnitt der drei niedrigsten Teuerungsraten in den Kandidatenländern plus einem Zuschlag von 1,5 Prozentpunkten).
- Budgetdefizit: unterhalb des Referenzwertes von 3% des BIP.
- Schuldenstand: unterhalb des Referenzwertes von 60% des BIP.
- Wechselkursstabilität: Einhaltung der Bandbreiten des EWS.
- Langfristiger Zinssatz im Referenzzeitraum unterhalb des Referenzwertes (Durchschnitt der Zinssätze in den drei Kandidatenländern mit der geringsten Inflation plus einem Zuschlag von 2 Prozentpunkten).



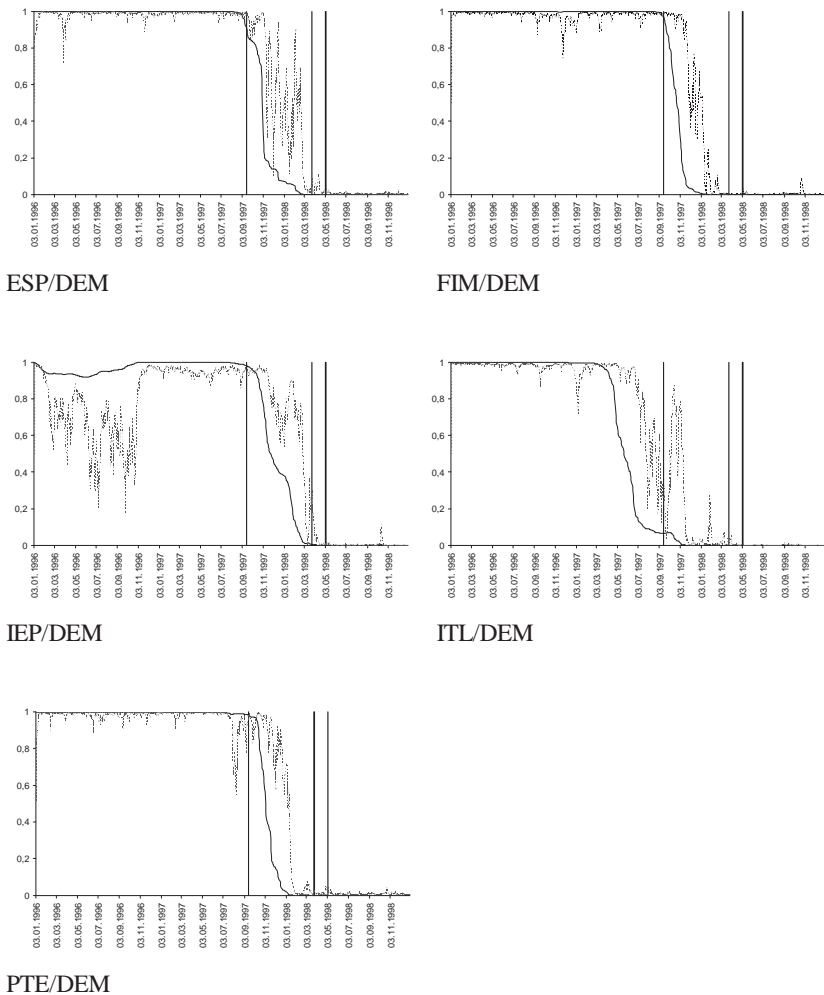
Tabelle 23

**Ergebnisse der GARCH- und der MS-GARCH-Schätzung  
für EWU-Beitrittsländer (1.1.1996 bis 31.12.1998)**

	ESP	FIM	IEP	ITL	PTE
GARCH-Modell ohne Regimewechsel					
$\mu$	-0,002	-0,002	-0,006*	-0,002	-0,001
$\omega$	0,000	2,5E-5**	0,000	9,3E-6***	0,000
$\alpha$	0,044***	0,211***	0,114***	0,139***	0,072***
$\beta$	0,953***	0,834***	0,917***	0,873***	0,925***
$\alpha+\beta$	0,997	1,045	1,031	1,012	0,997
-----					
MS-GARCH-Modell mit t-verteilten Innovationen					
Regime 1 (hohe Volatilität)					
$\mu_1$	0,003	-0,002	0,029***	-0,002	0,005
$\omega_1$	0,002	0,041***	0,070	0,034	0,002*
$\alpha_1$	0,241***	0,243***	0,138	0,269***	0,119**
$\beta_1$	0,758***	0,699***	0,619**	0,664***	0,809***
$\alpha_1+\beta_1$	0,999	0,942	0,757	0,933	0,928
Volatilität	2,032	0,283	0,291	0,516	0,027
$v_1$	3,024***	3,040***	3,169***	3,038***	3,964***
Regime 2 (niedrige Volatilität)					
$\mu_2$	-0,002	-0,001	-0,006***	-0,003	-0,002
$\omega_2$	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
$\alpha_2$	0,413	0,295***	0,184***	0,470	0,092
$\beta_2$	0,322*	0,264***	0,546	0,377	0,200*
$\alpha_2+\beta_2$	0,735	0,559	0,730	0,847	0,292
Volatilität	0,004	0,002	0,005	0,007	0,001
$v_2$	2,304***	2,908***	3,044***	2,880***	3,334***
$p_{11}$	0,998***	0,998***	0,997***	0,999***	0,998***
$p_{22}$	0,999***	0,999***	0,999***	0,999***	0,999***

Anmerkungen:

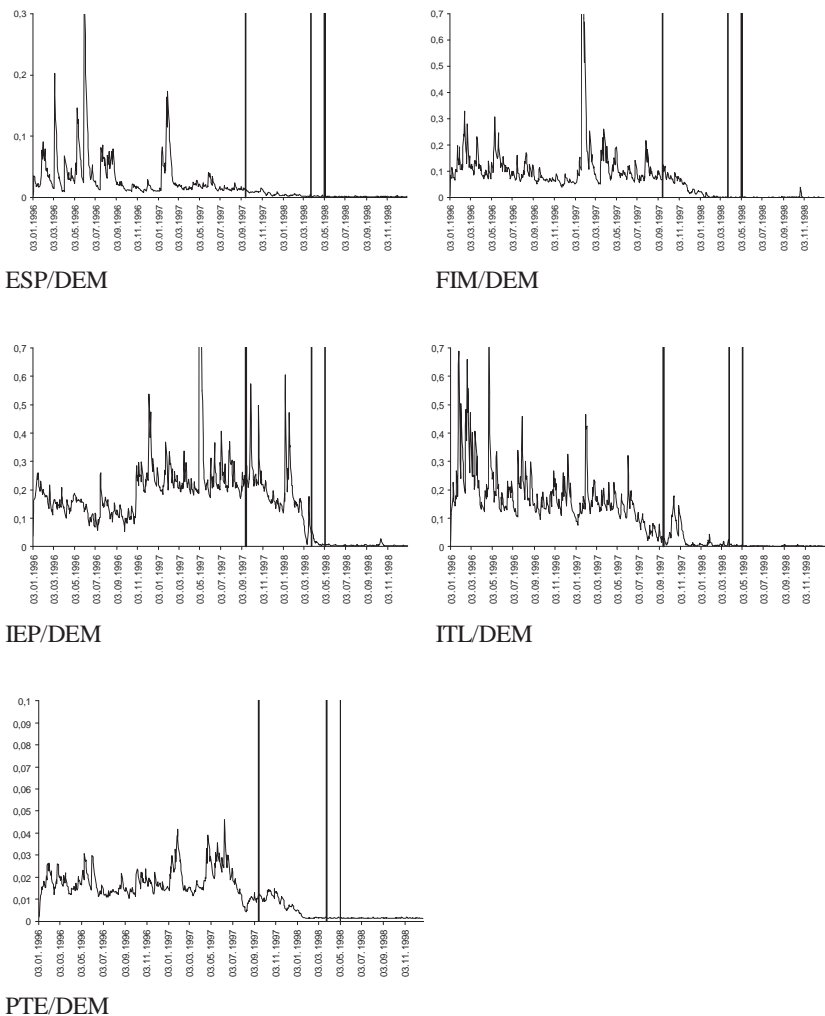
Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %; Volatilität:  $\omega/(1-\alpha-\beta)$  [im MS-GARCH-Modell für jedes Regime separat]



Anmerkungen:

Die durchgezogenen Linien stellen die geglätteten Wahrscheinlichkeiten  $P(s_t=1 | \Phi_T)$ , die gepunkteten Linien die ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $P(s_t=1 | \Phi_{t-1})$  für die Zugehörigkeit zum Regime 1 (hohe Volatilität) dar. Die senkrechten Linien kennzeichnen die Ratssitzung in Maastricht/Luxemburg (13./14. September 1997), die Veröffentlichung des Konvergenzberichts des EWU (25. März 1998) und die Ratssitzung in Brüssel (2./3. Mai 1998).

Abbildung 9: Ex-ante- und geglättete Wahrscheinlichkeiten  
für Teilnehmer an der Währungsunion



## Anmerkungen:

Die senkrechten Linien kennzeichnen die Ratssitzung in Mondorf-les-Bains/Luxemburg (13./14. September 1997), die Veröffentlichung des Konvergenzberichts des EWU (25. März 1998) und die Ratssitzung in Brüssel (2./3. Mai 1998).

Abbildung 10: Bedingte Varianzen des MS-GARCH-Modells  
für Teilnehmer an der Währungsunion

Schließlich ist noch anzumerken, dass die Wechselkursvolatilität letztlich nur einen Indikator für Unsicherheit darstellt, der neben der bevorstehenden Einführung des Euro auch durch andere Faktoren beeinflusst wird. Somit sind sämtliche Ergebnisse mit einem Mindestmaß an Vorsicht zu genießen, jedoch ist das Gesamtbild der bisher erbrachten Resultate stimmig.

#### IV. Übergang zu flexible(re)n Regimes in den vier Visegrád-Staaten

In Abschnitt E.III. wurde der Übergang von einem vergleichsweise flexiblen Wechselkurssystem – die Bandbreiten im Europäischen Währungssystem lagen für die meisten Währungen bis zur Einführung des Euro bei  $\pm 15\%$  – zur unwiderruflich festgelegten Fixierung in der Währungsunion behandelt. Dagegen zeigt die Entwicklung in den mittel- und osteuropäischen Transformationsländern in die andere Richtung. Es stellt sich nun die Frage, ob die Vorgehensweise des vorhergehenden Abschnittes sich auf diese Länder übertragen lässt. Tabelle 24 zeigt die offiziellen Wechselkursregime in den so genannten Visegrád-Staaten.

Diese Gruppe umfasst die Länder Polen, Slowakei, Tschechien und Ungarn. Die Bezeichnung leitet sich ab von der nordungarischen Stadt gleichen Namens, in der 1991 die Regierungsspitzen der genannten Länder (Tschechien und die Slowakei damals noch gemeinsam als Tschechoslowakei) eine verstärkte Kooperation zur Forcierung ihrer europäischen Integration beschlossen haben, die unter anderem am 21. Dezember 1992 zur Gründung der Mitteleuropäischen Freihandelszone (CEFTA: Central European Free Trade Area, später erfolgte noch der Beitritt Bulgariens, Rumäniens und Sloweniens) führte.

Der Grund für die Beschränkung auf die Visegrád-Staaten ist erstens, dass andere Kandidaten entweder vergleichsweise früh zu einem festen Wechselkurs bzw. einem Currency Board übergingen (Bulgarien: Currency Board seit 1997, Estland: Currency Board seit 1992 und Litauen: Currency Board seit 1994), dass keine Wechsel des Währungsregimes mit ausreichend langen Verweildauern zur Verfügung stehen, oder das Wechselkurssystem während des gesamten Transformationsprozesses beibehielten (Rumänien und Slowenien: managed Float seit 1994, Lettland: Bindung an Sonderziehungsrechte seit 1994). Ein zweiter Grund für die Länderauswahl liegt in der Verifizierbarkeit der Wechselkursarrangements für diese Länder. Ein Problem bei der Analyse von Wechselkursregimes stellt nämlich regelmäßig die Frage dar, ob ein offiziell angekündigtes Regime dem de facto vorliegenden Regime entspricht. Dies ist nicht zwangsläufig der Fall, so zeigen etwa Calvo/Reinhart (2000), Fischer (2001) und Levy-Yeyati/Sturzenegger (2003), dass Länder oftmals de facto wesentlich weniger flexible Währungsarrangements verfolgen

als angekündigt („Fear of Floating“). Dagegen entsprechen für die vier Visegrád-Staaten die tatsächlichen Wechselkursregime weitgehend den offiziell angekündigten. Dies trifft vor allem auf Ungarn und Polen zu, während für die Slowakei und Tschechien allenfalls die tatsächliche Gewichtung der Korbwährungen zweifelhaft ist (vgl. Frömmel/Schobert, 2003).

Tabelle 24

**Offizielle Wechselkursregimes in den Visegrád-Staaten**

Polen	Slowakei	Tschechien	Ungarn
Seit 1.1.1994 Crawling Peg: 45% USD, 35% DEM, 10% GBP, 5% FF, 5% SF Band: $\pm 1\%$	Seit 1.1.1994 Basket Peg: 60% DEM, 40% USD, Band: $\pm 1.5\%$	Seit 1.1.1994 Basket Peg: 65% DEM, 35% USD, Band: $\pm 0.5\%$	Seit 1.1.1994 Crawling Peg: 70% Ecu, 30% USD, Band: $\pm 2.25\%$
Seit 16.5.1995 Band: $\pm 7\%$	Seit 1.1.1997 Band: $\pm 7\%$	Seit 1.3.1996 Band: $\pm 7,5\%$	Seit 1.1.1997 70% DEM, 30% USD
Seit 25.2.1998 Band: $\pm 10\%$ Seit 1.1.1999 45% USD, 55% EUR Seit 12.4.2000 Flexibler Wechsel- kurs	Seit 1.10.1998 Managed Float	Seit 27.5.1997 Managed Float	Seit 1.1.2000 100% EUR Seit 4.5.2001 Band: $\pm 15\%$  Seit 1.10.2001 Peg zu EUR: (276,1 HUF/ EUR) Band: $\pm 15\%$

Quelle: Frömmel/Schobert, 2003, Tabelle A.1

Anmerkung:

Für eine Darstellung der aktuellen Klassifizierung von Währungsregimes durch den Internationalen Währungsfonds siehe Ishii/Habermeier (2002).

Für die Untersuchung kommt erneut die in Abschnitt E.II. vorgestellte Methodik des Markov Switching GARCH-Modells zur Anwendung. Diese hat gegenüber dem üblichen Vorgehen, die Wechselkursregime durch Dummyvariablen darzustellen (vgl. für die Visegrád-Staaten Kočenda, 1998; Frömmel/Schobert, 2003), den Vorteil, dass die Regimewechsel endogen im Zuge der Schätzung bestimmt werden. Die Ergebnisse werden nämlich zeigen, dass es Fälle gibt, in denen sich die Phasen erhöhter Volatilität mit verschiedenen Währungsregimes überlappen. Dies wird dahingehend interpretiert, dass der

Übergang zu einem anderen Wechselkursregime nicht ursächlich für den Volatilitätsshift ist, sondern dass die Kausalität eher umgekehrt verläuft bzw. beide Effekte auf die gleiche Ursache, die mangelnde Glaubwürdigkeit des Regimes, zurückzuführen sind.

Die täglichen Wechselkurse des Polnischen Zloty (PLZ), der Slowakischen Krone (SKK), der Tschechischen Krone (CZK) und des Ungarischen Forint (HUF) wurden von den nationalen Zentralbanken der betrachteten Staaten über die Deutsche Bundesbank zur Verfügung gestellt. Betrachtet wird für jede Währung der Kurs gegenüber der Deutschen Mark bzw. dem Euro, da diese für die betrachteten Währungen als einziger Anker dienen oder zumindest das höchste Gewicht im Währungskorb aufweisen (vgl. Tabelle 24).

Tabelle 25 zeigt wiederum die Schätzergebnisse für ein herkömmliches GARCH-Modell ohne Regimewechsel und ein MS-GARCH-Modell. Die Reihen umfassen jeweils das Wechselkursregime vor und nach dessen letzter Änderung, um die Zahl der Regimewechsel im Untersuchungszeitraum gering zu halten. Ausnahmen bilden Polen und Ungarn. Für Ungarn wurde der Übergang vom Crawling Peg zum horizontalen Peg nicht als hinreichend bedeutsam betrachtet, der Untersuchungszeitraum umfasst somit den Crawling Peg gegen den Euro mit einer Bandbreite von  $\pm 2,25\%$  vom 1.1.2000 bis zum 3.5.2001 sowie den (bis zum 1.10.2001: Crawling) Peg gegen den Euro mit  $\pm 15\%$ .

Weil die Ergebnisse für Polen im Zeitraum vom 25.2.1998 bis zum 28.10.2002 unbefriedigend waren – offenbar war der Unterschied zwischen dem Crawling Peg vom 25.2.1998 bis zum 11.4.2000 mit der recht weiten Bandbreite von  $\pm 10$  und dem flexiblen Wechselkurssystem ab dem 12.4. 2000 hinsichtlich der Volatilität eher gering – wurde hier noch die vorhergehende Periode zwischen dem 16.5.1995 und dem 24.2.1998 einbezogen. Eine Verlängerung des Untersuchungszeitraumes brachte für Tschechien und die Slowakei dagegen keinen systematischen Einfluss auf die Ergebnisse, so dass hier weiterhin nur die letzte Änderung des Wechselkurssystems dargestellt wird.

Auf den ersten Blick ergeben sich weitgehend analoge Ergebnisse zu den Berechnungen des Abschnittes E.III.: Die Persistenz von Volatilitätsschocks im GARCH-Modell ohne Regimewechsel ist deutlich höher, ( $\alpha + \beta$ ) ist jedoch stets kleiner als eins. Der Wert liegt für Polen, Tschechien und Ungarn bei etwa 0,99, lediglich für die Slowakei mit 0,841 deutlich darunter. Für das MS-GARCH-Modell werden Werte zwischen 0,741 (Tschechien, Regime 2) und 0,964 (Polen, Regime 1) erreicht. Wiederum wird eine hohe Wahrscheinlichkeit ausgegeben, in einem Volatilitätsregime zu verbleiben (zwischen 0,982 und 0,999). Auch hier werden also wieder sehr stabile Volatilitätsregimes erkannt. Weiterhin zeigt sich, dass die unbedingte Volatilität in beiden Regimes

sich deutlich unterscheidet: Sie ist im Regime 1 jeweils mindestens etwa 6,8-mal (Tschechien) so hoch wie im Regime 2.

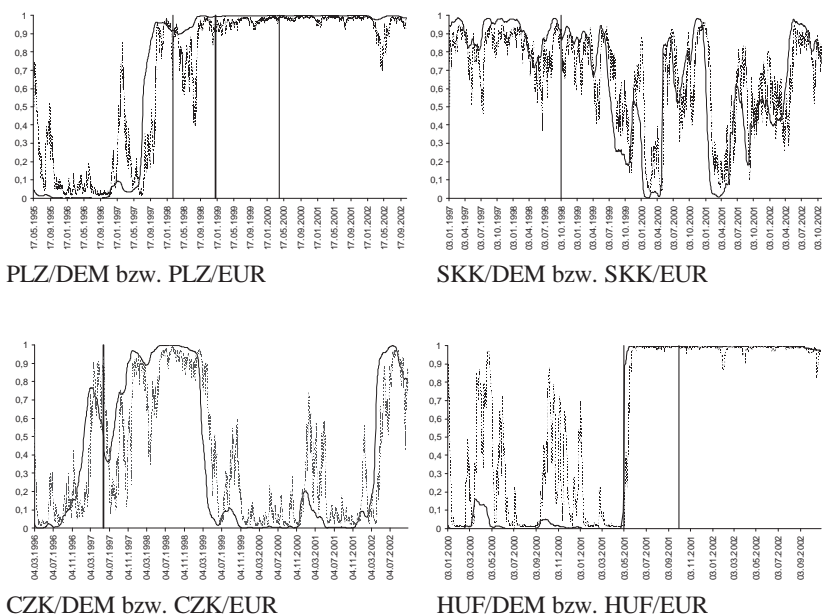
Tabelle 25

**Ergebnisse der GARCH- und der MS-GARCH-Schätzung  
für die Visegrád-Staaten**

	Polen	Slowakei	Tschechien	Ungarn
<b>GARCH-Modell ohne Regimewechsel</b>				
$\mu$	0,023	-0,016*	-0,025***	0,004
$\omega$	0,008***	0,043***	0,018***	0,001***
$\alpha$	0,037***	0,561***	0,352***	0,049***
$\beta$	0,956***	0,280***	0,640***	0,943***
$\alpha+\beta$	0,993	0,841	0,992	0,992
<b>MS-GARCH-Modell mit t-verteilten Innovationen</b>				
<b>Regime 1 (hohe Volatilität)</b>				
$\mu_1$	-0,044***	-0,002	0,017	-0,009
$\omega_1$	0,051***	0,034***	0,042**	0,024***
$\alpha_1$	0,216***	0,101***	0,054	0,177***
$\beta_1$	0,748***	0,681***	0,884***	0,778***
$\alpha_1+\beta_1$	0,964	0,782	0,938	0,955
Volatilität	1,407	0,158	0,679	0,538
$v_1$	3,997***	4,825***	5,659***	3,066***
<b>Regime 2 (niedrige Volatilität)</b>				
$\mu_2$	0,021*	-0,017**	-0,037***	0,012***
$\omega_2$	0,041	0,004	0,025***	0,001
$\alpha_2$	0,122***	0,120*	0,262***	0,560***
$\beta_2$	0,642***	0,646***	0,479***	0,236*
$\alpha_2+\beta_2$	0,764	0,766	0,741	0,796
Volatilität	0,176	0,016	0,095	0,005
$v_2$	2,945***	3,510***	4,140***	2,847***
$p_{11}$	0,999***	0,991***	0,996***	0,999***
$p_{22}$	0,997***	0,982***	0,996***	0,992***

Anmerkungen:

Sterne zeigen das Signifikanzniveau an, \*\*\*: 1 %, \*\*: 5 %, \*: 10 %; Volatilität:  $\omega/(1-\alpha-\beta)$  [im MS-GARCH-Modell für jedes Regime separat]



## Anmerkungen:

Die durchgezogenen Linien stellen die geglätteten Wahrscheinlichkeiten  $P(s_{t=1} | \Phi_T)$ , die gepunkteten Linien die ex-ante-Wahrscheinlichkeiten  $P(s_{t=1} | \Phi_{t-1})$  für die Zugehörigkeit zum Regime 1 (hohe Volatilität) dar. Die senkrechten Linien kennzeichnen die Wechsel des Wechselkursregimes gemäß Tabelle 24.

Abbildung 11: Ex-ante- und geglättete Wahrscheinlichkeiten für die Visegrád-Staaten

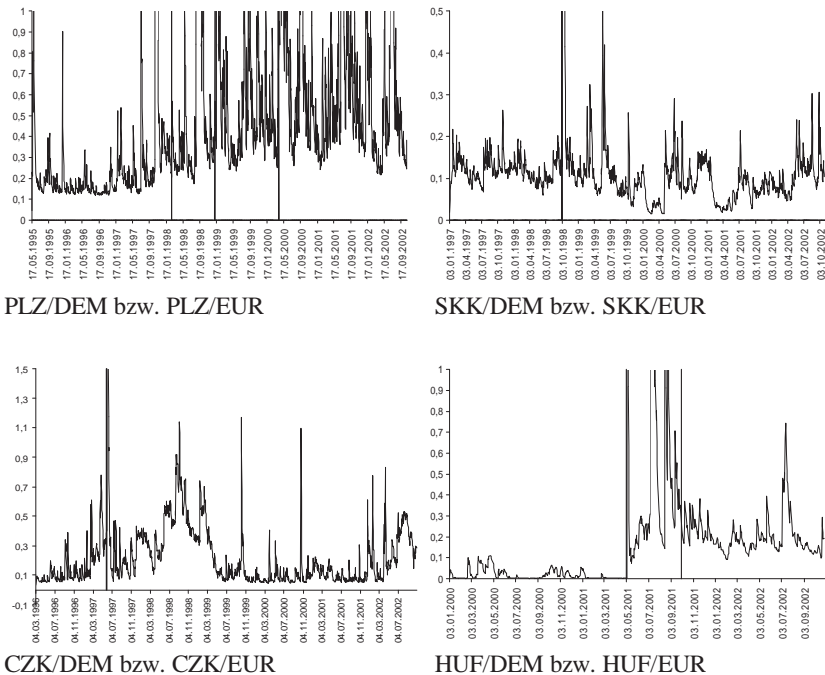
Die Darstellung der ex-ante- und der geglätteten Wahrscheinlichkeiten in Abbildung 11 zeigt, dass die vier Staaten in zwei Gruppen zerfallen. Für Polen und Ungarn korrespondieren die Volatilitätsregimes eng mit den Wechselkursarrangements, während für die Slowakei und Tschechien kein enger Zusammenhang erkennbar ist. Dies mag möglicherweise auf die Wechselkurskrisen in den letztgenannten Ländern zurückzuführen sein. Die vier Länder werden im Folgenden einer kurzen Einzelbetrachtung unterzogen.

Für Polen zeigt sich eine deutliche Bewegung hin zum Regime 1 (hohe Volatilität), als die zulässige Bandbreite des Crawling Pegs am 25. Februar 1998 von  $\pm 7\%$  auf  $\pm 10\%$  erweitert wurde<sup>6</sup>. Dagegen ergibt sich weder durch die

<sup>6</sup> Bei Anwendung des MS-GARCH nur für den Zeitraum von Mitte 1998 bis Ende 2002 ergeben sich keine mit den Änderungen des Wechselkurssystems korrespondierenden Änderungen des Volatilitätsregimes. Die Ergebnisse werden deshalb hier nicht dargestellt.



Neugewichtung des Währungskorbes am 1.1.1999 (Vereinfachung und Beschränkung auf die Korbwährungen Deutsche Mark und US Dollar) noch durch den Übergang zum völlig flexiblen Kurs am 12.4.2000 ein Einfluss auf das Volatilitätsregime. Dies bestätigt auch der Verlauf der bedingten Varianz, die sich in Abbildung 12 findet:



Anmerkungen:

Die senkrechten Linien kennzeichnen die Wechsel des Wechselkursregimes gemäß Tabelle 24.

Abbildung 12: Bedingte Varianzen des MS-GARCH-Modells für die Visegrád-Staaten

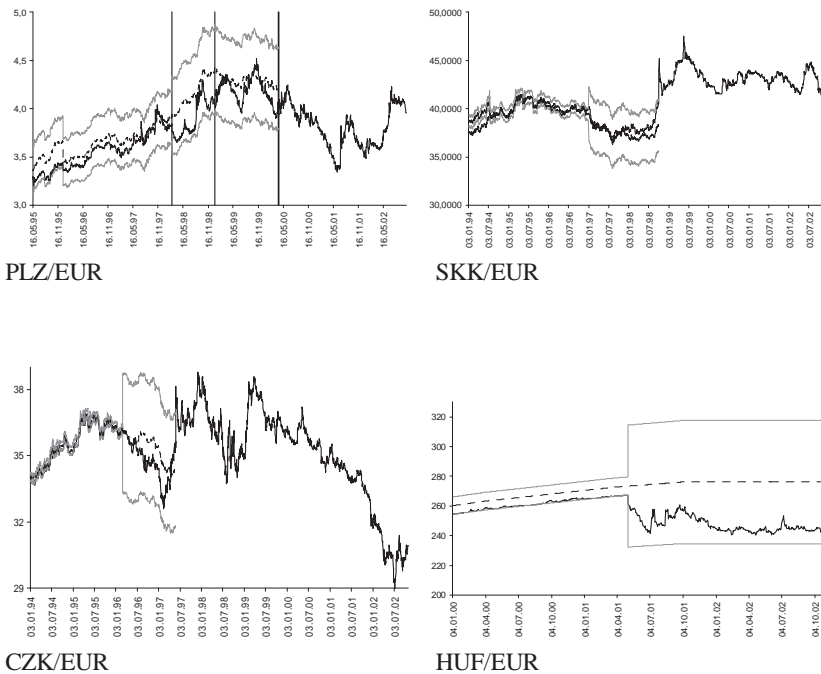
Ab dem Jahreswechsel 1997/98 zeigt die Reihe einen dauerhaften Anstieg, allerdings unter starken Schwankungen. Dies mag zum einen darauf zurückzuführen sein, dass der Zloty bereits vorher mit einer vergleichsweise weiten Bandbreite von  $\pm 10\%$  ausgestattet war, außerdem auch darauf, dass der Zloty sich im Band vergleichsweise frei bewegte und kein Druck auf die Ränder des Bandes bestand, wie dies beispielsweise in Ungarn der Fall war, vgl. Abbildung 13. Ungarn verfolgte seit 1994 einen Crawling Peg, zunächst gegenüber einem Korb aus Ecu (später Deutsche Mark) und US-Dollar, später gegenüber

dem Euro. Dabei befand sich der Kurs des Forint fast ausschließlich am unteren Rand des Bandes und folgte diesem nur zögerlich, so dass die ungarische Zentralbank zu ständigen Devisenankäufen gezwungen war (Szapáry und Jakab, 1998). Entsprechend war der Kursverlauf, in einer Richtung durch das Band begrenzt, in der anderen durch Marktkräfte, eher glatt und von vergleichsweise geringer Volatilität geprägt (vgl. auch Abbildung 12). Dagegen nahm mit der Erweiterung des Bandes auf  $\pm 15\%$  die Volatilität deutlich zu. Gleichzeitig wertete der Forint deutlich auf (in der Summe etwa um  $10\%$ ), wobei sich die Volatilität gleichzeitig drastisch erhöhte. Dies zeigt sich zum einen in dem klaren Übergang zum Regime hoher Volatilität (Abbildung 11) und ist für die bedingte Varianz (Abbildung 12) deutlich sichtbar. Beide Länder können als Beispiel für einen (bis Ende 2002) krisenfreien Übergang von vergleichsweise fixen zu flexibleren Wechselkurssystemen gelten.

Dagegen waren die Slowakei und Tschechien in den Jahren 1997 bis 1998 erheblichen Turbulenzen auf dem Devisenmarkt unterworfen. Das Muster der Krise war dabei in beiden Ländern ähnlich. In beiden Fällen war sie auf eine expansive Fiskalpolitik in Verbindung mit restriktiver Geldpolitik und daraus folgenden Kapitalzuflüssen und steigenden Leistungsbilanzdefiziten (CNB, 1998) sowie insbesondere im Falle der Slowakei auch auf erhebliche politische Unsicherheit zurückzuführen (NBS, 1999). Beides ließ den Abwertungsdruck auf die Währungen steigen. Begünstigt wurde dies durch den nicht flexiblen Wechselkurs (beide Währungen waren an einen Korb aus Deutscher Mark und US-Dollar gebunden)<sup>7</sup>, eine Verteidigung der Pegs war schließlich nicht mehr möglich. Für eine ausführlichere Darstellung der Krisen siehe unter anderem Beblavý (2002) für die Slowakei und Begg (1998) für Tschechien. Wegen der Krisen ist die Unterscheidung von Volatilitätsregimes für die beiden genannten Länder außerordentlich schwierig. Deutlich ist jedoch erkennbar, dass die Phasen erhöhter Volatilität, die mit den Krisen korrespondieren (für die Slowakei ab dem Frühjahr 1998, für Tschechien ab dem Frühjahr 1997), sich mit den Wechselkurssystemen überschneiden. Dies zeigt, dass es sich im Gegensatz zu Polen und Ungarn hier nicht um einen geordneten Übergang zu flexibleren Kursen handelte, sondern um ein „Pegging out“ (Begg, 1998): Beide Länder sind unter Druck aus ihren Pegs ausgeschieden, vgl. auch dazu die in Abbildung 13 sichtbaren heftigen Schwankungen innerhalb des Bandes.

---

<sup>7</sup> Der Disziplinierungseffekt fixer Wechselkurse gilt unter Umständen nur in der mittleren, nicht jedoch in der kurzen Frist. Ein (teilweise) fixierter Wechselkurs „*removes the signal that, with a floating exchange rate, the foreign exchange market gives every day on monetary policy*“ (Mishkin, 1999, S. 582).



Anmerkungen:

Dargestellt ist jeweils der Kurs gegenüber dem Euro. Für die an einen Korb gebundenen PLZ, SKK und CZK sind die Werte der Körbe in ein Euro-Äquivalent umgerechnet.

Abbildung 13: Lage der Wechselkurse in den Bändern und nach Aufgabe der Bänder

## V. Fazit

Der Abschnitt E. zeigt, dass sich Änderungen des Wechselkursregimes unmittelbar in der Kursvolatilität niederschlagen. Dabei ergeben sich jedoch folgende Einschränkungen:

Markterwartungen können den Zeitpunkt und das Ausmaß der Wechsel des Volatilitätsregimes beeinflussen.

Für die Teilnehmer an der Währungsunion ergab sich hier eine Zweiteilung: Diejenigen Länder, die von Beginn an als sichere Teilnehmer an der Währungsunion galten (Belgien/Luxemburg, Frankreich, die Niederlande und Österreich) lässt sich kein Regimewechsel erkennen. Dagegen bilden die Ergebnisse für die übrigen Länder (Finnland, Irland, Italien, Portugal und Spanien) den Übergang von hoher Unsicherheit zu einer glaubwürdigen Teilnahme

me ab. Hierbei weist eine Periode stärkerer Schwankungen der Kurse zwischen den Regimes niedriger und hoher Volatilität auf die zwischenzeitliche Unsicherheit über die tatsächliche Teilnahme hin. Die Reduktion der Volatilität setzt dabei ein mit dem Ratsgipfel in Mondorf im September 1997 (lediglich für Italien bereits vorher) und verschwindet bereits deutlich vor der offiziellen Festlegung der teilnehmenden Länder beim Ratsgipfel in Brüssel im Mai 1998. Der individuelle Zeitpunkt kann zwischen Januar 1998 mit der Bekanntgabe der Daten auf deren Basis das Europäische Währungsinstitut zu seiner Einschätzung kam, und dem Vorliegen des Konvergenzberichtes Ende März 1998 ausgemacht werden. Irland und Spanien verharrten dabei am längsten, nämlich bis kurz nach bzw. vor dem Vorliegen des Konvergenzberichtes, in einem Zustand relativer Unsicherheit. Einerseits beeinflusst also schon die bloße Ankündigung eines Regimewechsels die Volatilität, andererseits entsteht dieser Effekt erst dann, wenn die Ankündigung den Marktakturen glaubwürdig erscheint.

Die Bedeutung der Glaubwürdigkeit eines Wechselkurssystems zeigt sich auch in den Ergebnissen für die Visegrád-Staaten Polen, Slowakei, Tschechien und Ungarn. Polen und Ungarn gelang die stufenweise Flexibilisierung der Wechselkurse. Der Übergang zwischen den Volatilitätsregimes korrespondiert jeweils mit einer Änderung des Währungssystems, es kam also erst mit dem Systemwechsel zu steigender Wechselkursvolatilität. Demnach kann im Falle glaubwürdiger Wechselkursregimes festgestellt werden, dass die Bewegung hin zu flexibleren Wechselkurssystemen tendenziell die Wechselkursvolatilität erhöht.

Dagegen zeigen die Beispiele der Slowakei und Tschechiens, dass Bandbreitensysteme im Zuge von Währungskrisen sehr volatil sein können, möglicherweise volatiler als ein flexibles System, da keine oder nur eine unzureichende Anpassung des Wechselkurses stattfindet, was die Turbulenzen möglicherweise noch verlängert. Für beide Länder stehen die Volatilitätsregimes in keinem Zusammenhang zu den Wechseln des Währungssystems. Die Volatilität steigt bereits vor dem Systemwechsel im Zuge der Krise, um dann später wieder zu fallen. Dies reflektiert das Pegging out dieser Währungen aus ihren Bandbreitensystemen: Die steigende Volatilität ist nicht mehr Folge des Systemwechsels, sondern beides – der Volatilitätsanstieg und die Aufgabe des Pegs – sind das Ergebnis des Mangels an Glaubwürdigkeit.

## **F. Zusammenfassende Betrachtung**

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, das langfristige Verhalten der Wechselkursvolatilität unter verschiedenen Währungsregimes zu untersuchen. Von besonderem Interesse ist in diesem Zusammenhang, ob sich langfristig eine trendmäßige Änderung der Schwankungsintensität empirisch belegen lässt. Aus theoretischer Sicht ergibt sich dabei keine eindeutige Erwartung für die Richtung einer solchen Änderung. Denkbar sind aufbauend auf mikroökonomischen Überlegungen sowohl eine Zunahme der Volatilität, etwa durch eine steigende Bedeutung technischer Analyse und Noise Trading, als auch ein Rückgang derselben durch steigende Devisenhandelsvolumina, die die Liquidität des Marktes und die Fähigkeit der Schockabsorption erhöhen. Neben den durch die genannten mikroökonomischen Effekte hervorgerufenen trendmäßigen Veränderungen sind aber auch durch makroökonomische Einflüsse hervorgerufene Veränderungen zu berücksichtigen. Diese sollten sich in Strukturbrüchen in der Volatilitätsentwicklung bemerkbar machen.

Angesichts der Unsicherheit hinsichtlich der Determinanten der Wechselkursbildung wurde bewusst auf deren Einbeziehung verzichtet und die Untersuchung auf die Anwendung von Methoden der Zeitreihenanalyse beschränkt. Allerdings lässt sich mit Hilfe der Ergebnisse der Analyse wiederum auf Einflussfaktoren schließen. Dabei dient nach einer kurzen Einführung (Abschnitt A.) der Abschnitt B. zunächst der methodischen Einführung und stellt Verfahren zur Volatilitätsmessung auf Finanzmärkten vor. Hier findet noch keine explizite Beschränkung auf Devisenmärkte statt. Die Verfahren zerfallen in die Gruppen der Intervallmaße und der stochastischen Prozesse. Dabei weisen beide Verfahren jeweils individuelle Stärken und Schwächen auf. Intervallmaße können durch ihre einfache Implementierung überzeugen, erfordern jedoch für die vorliegende Fragestellung im Vergleich zu den stochastischen Prozessen eine Unterteilung des Gesamtzeitraumes in Teilintervalle.

Der Abschnitt C. behandelt zunächst den Fall flexibler Wechselkurse. Dabei werden die acht am Devisenhandelsumsatz gemessen wichtigsten Kurse einer detaillierten Analyse unterzogen. Diese umfasst sowohl die Einzelkurse als auch auf aggregierter Ebene synthetische Körbe, die den Gesamtmarkt (dieser wird zu mehr als zwei Dritteln abgedeckt) repräsentieren sollen. Im Ergebnis zeigt sich, dass zwar auf aggregierter Ebene langfristig ein trendmäß-

ßiger Volatilitätsanstieg festzustellen ist, dass aber die Ergebnisse für die Einzelwährungen sehr heterogen und dazu durch etliche Strukturbrüche gekennzeichnet ist. Somit kann die Hypothese langfristig trendmäßig steigender Schwankungen nur mit Einschränkungen bestätigt werden.

Etwas klarer wird das Bild, wenn die Wechselkursvolatilität in die Komponenten „Marktvolatilität“ und „Spezifische Volatilität“ zerlegt wird. Dabei zeigt die Marktvolatilität wiederum eine steigende Tendenz. Diese basiert offenbar sowohl auf einer steigenden spezifischen Volatilität, die jedoch auch hier nicht signifikant ist, und einer steigenden Korrelation zwischen den Bewegungen der Einzelwährungen. Dieser Anstieg der Korrelation beschränkt sich jedoch im Wesentlichen auf eine signifikante Zunahme bis Ende der 1980er Jahre.

Als Fazit des Abschnittes C. lässt sich somit festhalten, dass auf aggregierter Ebene durchaus ein Anstieg der Wechselkursvolatilität erkennbar ist, für Einzelkurse kann dies je nach den beteiligten Währungen und dem betrachteten Zeitraum sehr unterschiedlich aussehen. Jedoch lassen sich regelmäßig sowohl trendmäßige Änderungen, die intuitiv eher auf mikroökonomische Einflüsse hindeuten, als auch plötzliche Niveauverschiebungen, die sich mit makroökonomischen Einflüssen assoziieren lassen, identifizieren. Eine detaillierte Analyse der Ursachen erfolgt hier nicht, jedoch lassen sich den Strukturbrüchen Ereignisse schlüssig zuordnen. Dagegen ergibt sich ein geringer Einfluss des verwendeten Volatilitätsmaßes auf die Ergebnisse.

In Anbetracht der recht heterogenen Einzelergebnisse des Abschnittes 2 liegt es nahe, den Kreis der betrachteten Kurse einzuschränken. Daher erfolgt in Abschnitt D. eine Analyse von Währungen des Europäischen Währungssystems. Besonders reizvoll ist dabei, dass mit dem Übergang zur Europäischen Währungsunion und dem damit verbundenen Ende des EWS die gesamte Historie dieses Wechselkurssystems für die Untersuchung zur Verfügung steht. Tatsächlich ergeben sich für das EWS wesentlich klarere Ergebnisse als für die doch recht heterogene Gruppe von flexiblen Wechselkursen.

Zunächst ist festzustellen, dass das EWS als Einmaleffekt bei seiner Einführung zu einer Reduktion von Wechselkursrisiken geführt hat. Diese ist besonders ausgeprägt für die Zeit nach 1983. Dagegen ist jedoch in den höheren Momenten der Renditeverteilung eine erhöhte Fragilität erkennbar, so dass von einem Transfer von Wechselkursrisiken auf die höheren Momente der Renditeverteilung gesprochen werden muss.

Darüber hinaus zeigt sich für die Kurse aller EWS-Währungen gegenüber der Deutschen Mark mit Ausnahme des Irischen Pfund eine während der EWS-Historie abnehmende Wechselkursvolatilität. Die abweichenden Ergebnisse für Irland lassen sich mit der Mittelstellung Irlands zwischen Kontinen-

taleuropa und dem Vereinigten Königreich erklären. Zudem zeigt eine nähere Betrachtung, dass keine kontinuierliche Abnahme des Wechselkursrisikos vorliegt, sondern dass das Risiko sogar bis 1983 angestiegen ist, um erst dann in einen langfristigen Abwärtstrend überzugehen. Dies lässt sich mit der unzureichenden Politikkoordination zu Beginn der EWS-Historie begründen, die in erheblichem Maße destabilisierend wirkte. Erst Bemühungen um eine engere Kooperation zwischen den Mitgliedsstaaten setzten einen permanenten Rückgang des Wechselkursrisikos in Gang.

Angesichts der besonderen Bedeutung des gewählten Wechselkursregimes für die Kursvolatilität setzt der Abschnitt E. unmittelbar an Wechseln des Währungssystems an und untersucht mit Hilfe eines Markov Switching GARCH-Modells das Verhalten von Wechselkursen im Umfeld von Änderungen des Währungsregimes. Dabei wird zunächst der Übergang von Währungen des EWS zur Europäischen Währungsunion betrachtet. Es zeigt sich, dass sich für die einzelnen Währungen recht genau individuelle Termine feststellen lassen, ab denen die Devisenmärkte die Teilnahme der betreffenden Währung als glaubwürdig angesehen haben. Gleichzeitig wird deutlich, dass die Volatilität weniger vom offiziellen Ankündigungszeitpunkt als vielmehr von der individuellen Glaubwürdigkeit einer Teilnahme abhängt.

Eine analoge Betrachtung der Währungen der Visegrád-Staaten gegenüber der Deutschen Mark betrifft den Fall stufenweise erweiterter bzw. aufgegebenen Bandbreiten. Es zeigt sich, dass offizielle Bandbreiten nur dann zu einer Volatilitätsreduktion beitragen, wenn diese glaubwürdig sind, wie dies für Polen und Ungarn zutrifft. Dagegen lässt sich die Wechselkursvolatilität in der Slowakei und Tschechien nicht mit den offiziellen Wechselkurssystemen in Verbindung bringen. Dies ist auf die Währungskrisen in den beiden Ländern der Jahre 1997 (Tschechien) bzw. 1998 (Slowakei) zurückzuführen.

## Literaturverzeichnis

- Abberger, K.* (1997): Volatilitätsmessung von Finanzmarktdaten durch bedingte Quantile, ifo Studien, 451-465.
- Ahrens, Ralf* (1998): Prognose von Zinsvolatilitäten mit Regime-Switching-Modellen: Eine empirische Analyse des Euro-DM-Geldmarktes, Kredit und Kapital, 30, 370-399.
- Andersen, Torben G. / Bollerslev, Tim* (1998a): Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts, International Economic Review, 39, 885-905.
- (1998b): DM-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer-Run Dependencies, Journal of Finance, 53, 219-265.
- Andersen, Torben G. / Bollerslev, Tim / Diebold, Francis X.* (2002): Parametric and Nonparametric Volatility Measurement, erscheint in: Handbook of Financial Econometrics, hrsg. von Y. Ait-Sahalia und L. Hansen, Amsterdam: North-Holland.
- Andersen, Torben G. / Bollerslev, Tim / Diebold, Francis X. / Labys, Paul* (2000a): Exchange Rate Returns Standardized by Realized Volatility are (Nearly) Gaussian, Multinational Finance Journal, 4, 159-179.
- (2000b): Great Realizations, Risk, 13, 105-108.
  - (2001): The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility, Journal of the American Statistical Association, 96, 42-55.
  - (2003): Modeling and Forecasting Realized Volatility, Econometrica, 71, 529-626.
- Andreou, Elena / Ghysels, Eric* (2002): Rolling-Sample Volatility Estimators: Some New Theoretical, Simulation and Empirical Results, Journal of Business and Economic Statistics, 20, 363-376.
- Andrews, Donald W. K.* (1993): Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point, Econometrica, 61, 821-856.
- Anthony, Myrvin L. / MacDonald, Ronald* (1998): On the Mean-Reverting Properties of Target Zone Exchange Rates: Some Evidence from the ERM, European Economic Review, 42, 1493-1523.



- Artis, Michael J.* (1990): The United Kingdom and the EMS, in: The European Monetary System in the 1990s, hrsg. von Paul de Grauwe und Lucas Papademos, London et al.: Longman, S. 286-301.
- Artis, Michael J. / Taylor, Mark P.* (1988): Exchange Rates, Interest Rates, Capital Controls and the European Monetary System: Assessing the Track Record, in: The European Monetary System, hrsg. von Francesco Giavazzi, Stefano Micossi und Marcus Miller, Cambridge et al.: Cambridge University Press, 185-206.
- (1989): The Achievements of the EMS, *Economic and Social Review*, 20, 121-145.
  - (1994): The Stabilizing Effect of the ERM on Exchange Rates and Interest Rates: Some Nonparametric Tests, *IMF Staff Papers*, 41, 123-148.
- Baillie, Richard T. / DeGennaro, Ramon P.* (1990): Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- BAKred [Bundesaufsichtsamt für das Kreditwesen] (1997): Bekanntmachung über die Änderung und Ergänzung der Grundsätze über das Eigenkapital und die Liquidität der Kreditinstitute vom 29. Oktober 1997.
- Baum, E. / Petrie, T.* (1966): Statistical Inference for Probabilistic Functions of Finite State Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, 37, 1554-1563.
- Baum, E. / Petrie, T. / Soules, G. / Weiss, N.* (1970): A Maximization Technique Occurring in the Statistical Analysis of Probabilistic Functions of Markov Chains, *Annals of Mathematical Statistics*, 41, 164-171
- Baxter, M. / Stockman, A.* (1989): Business Cycles and the Exchange Rate Regime. Some International Evidence, *Journal of Monetary Economics*, 23, 377-400.
- Beblavý, Miroslav* (2002): Exchange Rate and Exchange Rate Regime in Slovakia: Recent developments, *International Center for Economic Growth European Center Working Paper on Macroeconomic Studies*, Nr. 5, Budapest.
- Beckers, Stan* (1983): Variances of Security Price Returns Based on High, Low, and Closing Prices, *Journal of Business*, 56, 97-112.
- Begg, David* (1998): Pegging Out: Lessons from the Czech Exchange Rate Crisis, *Journal of Comparative Economics*, 26, 669-690.
- Bekaert, Geert / Wu, Guojun* (2000): Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets, *Review of Financial Studies*, 13, 1-42.
- BIZ [Bank für Internationalen Zahlungsausgleich] (1993): Central Bank Survey of Foreign Exchange Market Activity in April 1992, Basel.
- (1996): Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivative Market Activity, Basel.

- (1999): Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivative Market Activity, Basel.
- Black, Fischer* (1976): Studies of Stock Market Volatility Changes, 1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 177-181.
- Bladen-Hovell, Robin* (1997), The European Monetary System, in: Michael J. Artis (Hrsg.): The Economics of the European Union, 2. Auflage, Oxford: Oxford University Press, 330-348.
- Bodart, Vincent / Reding* (1999): Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock Markets, Journal of International Money and Finance, 18, 133-151.
- Bollen, Nicolas P.B. / Gray, Stephen F. / Whaley, Robert E.* (1998): Valuation of Currency Options When Exchange Rates Shift Regimes, Journal of Econometrics, 94, 239-276.
- Bollerslev, Tim* (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, 31, 307-327.
- Bollerslev, Tim / Chou, Ray Y. / Kroner, Kenneth F.* (1992): ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, Journal of Econometrics, 52, 5-59.
- Bollerslev, Tim / Engle, Robert F. / Nelson, Daniel B.* (1994): ARCH Models, in: Handbook of Econometrics, Band 4, hrsg. von Robert F. Engle and Daniel L. McFadden, Amsterdam: North-Holland.
- Boothe, Paul / Glassmann, Debra* (1987): The Statistical Distribution of Exchange Rates, Journal of International Economics, 22, 297-319.
- Box, G. / Pierce, D.* (1970): Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models, Journal of the American Statistical Association, 65, 1509-1526.
- Breusch, Trevor* (1978): Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models, Australian Economic Papers, 17, 334-355.
- Büning, Herbert / Trenkler, Götz* (1994): Nichtparametrische statistische Methoden, 2. Auflage, Berlin, New York: De Gruyter.
- Cai, Jun* (1994): A Markov Model of Switching-Regime ARCH, Journal of Business & Economic Statistics, 12, 309-316.
- Cai, Jun / Cheung, Yan-Leung / Lee, Raymond S. K. / Melvin, Michael* (2001): „Once-in-a-Generation“ Yen Volatility in 1998: Fundamentals, Intervention, and Order Flow, Journal of International Money and Finance, 20, 327-347.

- Calvo*, Guillermo A. / *Reinhart*, Carmen (2000): Fear of Floating, NBER Working Paper, Nr. 7993.
- Campbell*, John Y. / *Hentschel*, Ludger (1992): No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns, *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Campbell*, John Y. / *Lo*, Andrew / *MacKinlay*, Craig (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Campbell*, John Y. / *Lettau*, Martin / *Malkiel*, Burton G. / *Xu*, Yexiao (2001): Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk, *Journal of Finance*, 56, 1-43.
- Carlson*, John A. / *Osler*, Carol L. (2000): Rational Speculators and Exchange Rate Volatility, *European Economic Review*, 44, 231-253.
- Chang*, Yuanchen / *Taylor*, Stephen J. (2003): Information Arrivals and Intraday Exchange Rate Volatility, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 13, 85-112.
- Chaudhuri*, Kausik / *Klaassen*, Franc (2002): Have East Asian Stock Markets Calmed Down? Evidence from a Regime-Switching Model, Diskussionspapier, University of Amsterdam.
- Cheung*, Yin-Wong / *Wong*, Clement Yuk-Pang (2000): A Survey of Market Practitioners' Views on Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Economics*, 51, 401-419.
- Chow*, Gregory C. (1960): Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, 28, 591-605.
- Clarida*, Richard H. (2000): G-3 Exchange Rate Relationships: A Review of the Record and of Proposals for Change, *Essays in International Economics*, No.219, Princeton.
- CNB [Czech National Bank] (1998): 1997 Annual Report, Prag: Selbstverlag der CNB.
- Cranz*, Carl Julius / *Becker*, Karl E. (1917): *Lehrbuch der Ballistik*, 1. Band, Äußere Ballistik, Leipzig, Berlin: Teubner.
- Dale*, Reginald (1998): Europhobia: The Sceptics were Wrong, *International Herald Tribune* vom 21.4.1998, Abdruck in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 26, 24.4.1998, S. 11.
- De Grauwe*, Paul (1996): How to Fix Conversion rates at the Start of EMU, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, Nr. 1530.

- De Grauwe, Paul / Dewachter, Hans / Veestraeten, Dirk* (1999): Price Dynamics under Stochastic Process Switching: Some Extensions and an Application to EMU, *Journal of International Money and Finance*, 18, 195-224.
- De Grauwe, Paul / Vansteenkiste, Isabel* (2001): Exchange Rates and Fundamentals, A Non-linear Relationship?, Discussion Paper, CEPR und University of Leuven.
- De Vries, Casper G.* (1994): Stylized Facts of Nominal Exchange Rate Returns, in: *The Handbook of International Macroeconomics*, hrsg. von Frederick van der Ploeg, Oxford: Blackwell Publishers, 348-389.
- Deutsche Bundesbank (1983): Geschäftsbericht, Frankfurt/Main.
- (1989): Wechselkursentwicklung im Europäischen Währungssystem – Erfahrungen nach 10 Jahren, Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, November, 30-38.
  - (1996): Finanzmarktvolatilität und ihre Auswirkungen auf die Geldpolitik, Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, April, 53-70.
  - (1997): Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 52, 18. September.
  - (verschiedene Jahrgänge): Devisenkursstatistik, Statistisches Beiheft zum Monatsbericht 5, Selbstverlag der deutschen Bundesbank: Deutsche Frankfurt am Main.
- Devereux, Michael B. / Engel, Charles* (2002): Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect, NBER Working Paper, Nr. 8858.
- Dewachter, Hans* (1995): Risk Assessments in a Markov Switching Framework, *Tijdschrift voor Economie en Management*, 40, 157-171.
- (1997): Sign Predictions of Exchange Rate Changes: Charts as Proxies for Bayesian Inference, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, 987-1008.
  - (2001): Can Markov Switching Models Replicate Chartist Profits in the Foreign Exchange Market?, *Journal of International Money and Finance*, 20, 25-41.
- Dickey, David / Fuller, Wayne* (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Diebold, Francis X.* (1988): Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Bd. 30, Berlin et al.: Springer.
- Diebold, Francis X. / Nerlove, Mark* (1989): The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model, *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1-21.
- Diebold, Francis X. / Pauly, P.* (1988): Has the EMS Reduced Member-Country Exchange Rate Volatility?, *Empirical Economics*, 13, 81-102.

- Duque, Joao / Paxson, Dean A.* (1997): Empirical Evidence on Volatility Estimators, Working Papers Departamento De Gestão, Nr. 5/97.
- Ederington, Louis H. / Lee, Jae Ha* (1996): The Creation and Resolution of Market Uncertainty: the Impact of Information Releases on Implied Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 513-539.
- Eichengreen, Barry* (1999): Towards a New International Financial Architecture, A Practical Post-Asia Agenda, Washington, D.C.: Institute for International Economics.
- Engel, Charles* (1994): Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?, *Journal of International Economics*, 36, 151-165.
- Engel, Charles / Hakkio, Craig S.* (1996): The Distribution of Exchange Rates in the EMS, *International Journal of Finance & Economics*, 1, 55-67.
- Engel, Charles / Hamilton, James D.* (1990): Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?, *American Economic Review*, 80, 689-713.
- Engle, Robert F.* (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates on the Variance of UK Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, Robert F. / Bollerslev, Tim* (1986): Modelling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- Engle, Robert F. / Gallo, Giampiero M.* (2003): A Multiple Indicators Model for Volatility Using Intra-Daily Data, NBER Working Paper, Nr. 10117.
- Europäische Union (1998): Joint Communiqué on the Determination of the Irrevocable Conversion rates for the Euro, Abdruck in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 28, 6.3.1998, S. 4-5.
- Europäisches Währungsinstitut (1998): Konvergenzbericht: Nach Artikel 109j des Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft vorgeschriebener Bericht, Frankfurt/Main: Selbstverlag des EWI.
- Fama, Eugene F.* (1963): Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis, *Journal of Business*, 36, 420-429.
- Fama, Eugene F. / MacBeth, J.D.* (1973): Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Feller, W.* (1951): The Asymptotic Distribution of the Range of Sums of Random Variables, *Annals of Mathematical Statistics*, 22, 427-432.
- Fischer, Stanley* (2001): Exchange rate regimes: Is the Bipolar View Correct?, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 3-24.
- Flood, Robert P. / Rose, Andrew K.* (1995): Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals, *Journal of Monetary Economics*, 36, 3-37.

- (1999): Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomics, *Economic Journal*, 109, 660-672.
- Flood*, Robert P. / *Taylor*, Mark P. (1996): Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?, in: *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, hrsg. von Jeffrey A. Frankel, Giampaolo Galli und Alberto Giovannini, Chicago and London: University of Chicago Press, 261-294.
- Foley*, Anthony (1993): Longer-Term Trends in Currency Volatility, in: *Strategic Currency Investing*, hrsg. von Andrew W. Gitlin, Probus Publishing Company: Chicago, Cambridge, Kapitel 6, 93-109.
- Foster*, Dean P. / *Nelson*, Daniel B. (1996): Continuous Record Asymptotics for Rolling Sample Variance Estimators, *Econometrica*, 64, 139-174.
- Frankel*, Jeffrey A. / *Rose*, Andrew K. (1995): Empirical Research on Nominal Exchange Rates, in: *Handbook of International Economics*, hrsg. von Gene Grossmann und Kenneth Rogoff, Band III, Amsterdam et al.: North-Holland, 1689-1729.
- Franses*, Philip Hans / *van Dijk*, Dick (2000): *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*, Cambridge et al.: Cambridge University Press.
- Fratianni*, Michele / *von Hagen*, Jürgen (1990): The European Monetary System Ten Years After, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 32, 173-242.
- French*, Kenneth R. / *Schwert*, G. William / *Stambaugh*, Robert (1987): Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
- Frenkel*, Michael / *Menkhoff*, Lukas (2000): *Stabile Weltfinanzen? Die Debatte um eine neue internationale Finanzarchitektur*, Berlin et al.: Springer.
- Frömmel*, Michael / *MacDonald*, Ronald / *Menkhoff*, Lukas (2005): Markov Switching Regimes in a Monetary Exchange Rate Model, *Economic Modelling*, 22, 485-502.
- Frömmel*, Michael / *Menkhoff*, Lukas (2001), Risk Reduction in the EMS? Evidence from Trends in Exchange Rate Properties, *Journal of Common Market Studies*, 39, 261-281.
- (2003): Increasing Exchange Rate Volatility during the Recent Float, *Applied Financial Economics*, 13, 877-883.
- Frömmel*, Michael / *Schobert*, Franziska (2003): Nominal Anchors in EU Accession Countries – Recent Experiences, *International Center for Economic Growth European Center Working Paper on Macroeconomic Studies*, Nr. 16, Budapest.
- Frydman*, Roman / *Goldberg*, Michael D. (2001): Macroeconomic Fundamentals and the DM/\$ Exchange Rate: Temporal Instability and the Monetary Model, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 421-435.

- Gallant*, Ronald / *Hsieh*, David / *Tauchen*, George (1992): Stock Prices and Volume, *The Review of Financial Studies*, 5, 199-242.
- Garcia*, René / *Perron*, Pierre (1996): An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Switches, *The Review of Economics and Statistics*, 111-125.
- Garman*, Mark / *Klass*, Michael (1980): On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data, *Journal of Business*, 53, 67-78.
- (o.J.): On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data, Diskussionspapier, University of California, Berkeley; es handelt sich um eine verbesserte und aktualisierte Version von Garman/Klass (1980).
- Geigant*, Friedrich (2002): Die Euro-Flagge über der Festung Europa: Deutschland Weg zur einheitlichen Währung im gemeinsamen Markt, Berlin: Duncker & Humblot.
- Giavazzi*, Francesco / *Giovannini*, Alberto (1988): The Advantage of Tying One's Hands: Discipline and Central Bank Credibility, *European Economic Review*, 32, 1055-1082.
- Giavazzi*, Francesco / *Micossi*, S. / *Miller*, Marcus (1988): The European Monetary System, Cambridge: Cambridge University Press.
- Giavazzi*, Francesco / *Spaventa*, Luigi (1990): The 'New' EMS, in: *The European Monetary System in the 1990s*, hrsg. von Paul De Grauwe und Lucas Papademos, London et al.: Longman, 65-85.
- Glosten*, Lawrence R. / *Jagannathan*, Ravi / *Runkle*, David E. (1993): On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Godfrey*, Leslie (1978): Testing against general Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged dependent Variables, *Econometrica*, 46, 1293-1302.
- Goldfeld*, Stephen M. / *Quandt*, Richard E. (1973): A Markov Model for Switching Regressions, *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.
- Gray*, Stephen F. (1996a): Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process, *Journal of Financial Economics*, 42, 27-62.
- (1996b): An Analysis of Conditional Regime Switching Models, Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University, Durham, NC.
- Greene*, William H. (2000): *Econometric Analysis*, 4. Auflage, New Jersey: Prentice Hall.
- Gregory*, Allan W. / *Nason*, James M. / *Watt*, David (1996): Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships, *Journal of Econometrics*, 71, 321-341.

- Gros, Daniel / Thygesen, Niels* (1998), *European Monetary Integration: From the European Monetary System to Economic and Monetary Union*, 2. Auflage, Harlow/Essex: Pearson.
- Hamilton, James D.* (1989): A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time-Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.
- (1994): *Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey und Chichester, West Sussex: Princeton University Press.
- Hamilton, James D. / Susmel, Rauk* (1994): Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.
- Hassapis, Christis* (1995): Exchange Risk in the EMS: Some Evidence Based on a GARCH Model, *Bulletin of Economic Research*, 47, 295-303.
- Hendry, D. F. / Neale, A. J.* (1991): A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Tests for Unit Roots, in: *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting*, hrsg. von P. Hackl und A.H. Westlund, Berlin: Springer, 95-119.
- Hirshleifer, David A. / Teoh, Siew Hong* (2003): Herd Behaviour and Cascading in Capital Markets: A Review and Synthesis, *European Financial Management*, 9, 25-66.
- Hsieh, David* (1988): The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983, *Journal of International Economics*, 24, 129-145.
- Hu, Michael Y. / Jiang, Christine X. / Tsoukalas, Christos* (1997): The European Exchange Rates before and after the Establishment of the European Monetary System, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 7, 235-253.
- Hughes Hallett, Andrew / Anthony, Myrvin L.* (1997): Exchange Rate Behaviour under the EMS Regime: Was there any Systematic Change?, *Journal of International Money and Finance*, 16, 537-560.
- Hughes Hallett, Andrew / Minford, Patrick* (1990): Target Zones and Exchange Rate Management: A Stability Analysis of the European Monetary System, *Open Economies Review*, 1, 175-200.
- Ishii, Shogo / Habermeier, Karl* (2002): A new Way of Looking at Exchange Rate Regimes, *IMF Survey*, November, 344-345.
- Ito, Takatoshi / Lyons, Richard / Melvin, Michael T.* (1998): Is there Private Information in the FX Market? The Tokyo Experiment, *Journal of Finance*, 53, 1111-1130.
- J.P. Morgan* (1997): *RiskMetrics Technical Documents*, 4th edition, New York.
- Jarque, C. M. / Bera, A. K.* (1980): Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity and Serial Dependence of Regression Residuals, *Economics Letters*, 6, 255-259.



- Johnson*, Christopher (1994): The UK and the Exchange Rate Mechanism, in: The Monetary Economics of Europe, Causes of the EMS Crisis, hrsg. von Christopher Johnson und Stefan Collignon, Rutherford et al.: Fairleigh Dickinson University Press, 84-102.
- Johnson*, Christopher / *Collignon*, Stefan (1994): The Monetary Economics of Europe, Causes of the EMS Crisis, Rutherford et al.: Fairleigh Dickinson University Press.
- Jorion*, Philippe (2001): Value at Risk: The new Benchmark for Managing Financial Risk, 2. Auflage, New York et al.: McGraw Hill.
- Kähler*, Jürgen / *Marnet*, Volker (1994): Markov-Switching Models for Exchange Rate Dynamics and the Pricing of Foreign Currency Options, in: Econometric Analysis of Financial Markets, hrsg. von Jürgen Kähler und Peter Kugler, Studies in Empirical Economics, Heidelberg: Physica-Verlag
- Kenen*, Peter B. (2000): The New International Financial Architecture: Reconstruction, Renovation or Minor Repair?, International Journal of Finance and Economics, 5, 1-14.
- Kim*, Chang-Jin (1994): Dynamic Linear Models with Markov-Switching, Journal of Econometrics, 60, 1-22.
- Kim*, Chang-Jin / *Nelson*, Charles R. (1999): State Space Models with Regime Switching, Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Kim*, Chang-Jin / *Nelson*, Charles R. / *Startz*, Richard (1998): Testing for Mean Reversion in Heteroskedastic Data Based on Gibbs-Sampling-Augmented Randomization, Journal of Empirical Finance, 5, 131-154.
- Kim*, Dongcheol / *Kon*, Stanley J. (1999): Structural Change and Time Dependence in Models of Stock Returns, Journal of Empirical Finance, 6, 283-308.
- Klaassen*, Frank (2002): Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-switching GARCH, Empirical Economics, 27, 363-394.
- Knight*, John L. / *Satchell*, Steve (1998) (Hrsg.): Forecasting Volatility in the Financial Markets, Oxford et al.: Butterworth-Heinemann.
- Kočenda*, Evžen (1998): Altered band and Exchange Volatility, Economics of Transition, 6, 173-181.
- Kon*, Stanley J. (1984): Models of Stock Returns – A Comparison, Journal of Finance, 39, 147-165.
- Krämer*, Walter (1989) (Hrsg.): Econometrics of Structural Change, Heidelberg: Physica Verlag.

- Kunitomo, Naoto* (1992): Improving the Parkinson Method of Estimating Security Price Volatilities, *Journal of Business*, 65, 292-302.
- Lamoureux, CG / Lastrapes, WD* (1990): Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model, *Journal of Business and Economics Statistics*, 8, 225-234.
- Lauterbach, Beni / Ungar, Meyer* (1997): Switching to Continuous Trading and Its Impact on Return Behaviour and Volume of Trade, *Journal of Financial Services Research*, 12, 39-50.
- Levich, Richard M.* (1985): Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency, in: *Handbook of International Economics*, hrsg. von Ronald W. Jones und Peter B. Kenen, Band II, Amsterdam et al.: North-Holland, 979-1040.
- Levy-Yeyati, Eduardo / Sturzenegger, Federico* (2003): A De Facto Classification of Exchange Rate Regimes: A Methodological Note, erscheint in: *American Economic Review*.
- Lindgren, G.* (1978): Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions, *Scandinavian Journal of Statistics*, 5, 81-91.
- Lintner, John* (1965): Security Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification, *Journal of Finance*, 20, 587-615.
- Lütje, Torben / Menkhoff, Lukas* (2004): Risk Management, Rational Herding and Institutional Investors: A Macro View, in: *Risk Management, Challenge and Opportunity*, hrsg. von Michael Frenkel, Ulrich Hommel und Markus Rudolf, 2. Auflage, Berlin et al.: Springer, 786-799.
- MacDonald, Ronald / Taylor, Mark P.* (1993): The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-Run Equilibrium, and Fore-casting, *IMF Staff Papers*, 40, 89-107.
- MacKinnon, J. G.* (1991): Critical Values for Cointegration Tests, in: *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, hrsg. von Robert F. Engle und Clive W. J. Granger, Oxford University Press, 267-276.
- Mandelbrot, Benoit* (1963): The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Markowitz, Harry M.* (1991): *Portfolio Selection*, Oxford: Blackwell Publishers.
- McKenzie, Michael D.* (1999): The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows, *Journal of Economic Surveys*, 13, 71-106.
- Meese, Richard / Rogoff, Kenneth* (1983): Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

- (1988): Was it Real?, The Exchange Rate-Interest Rate Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period, *Journal of Finance*, 43, 933-948.
- Melloan*, George (1997): How Do You Qualify for the Euro Club? By Cheating, *The Wall Street Journal Europe* vom 28.1.1997, Abdruck in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 6, 29.1.1997, S. 16-17.
- Melvin*, Michael T. (2003): Exchange Rates and FOMC Days, Diskussionspapier (<http://www.public.asu.edu/~mmelvin/draft0702.pdf>), Arizona State University.
- Melvin*, Michael T. / *Yin*, Xixi (2000): Public Information Arrival, Exchange Rate Volatility and Quote Frequency, *Economic Journal*, 110, 644-661.
- Menkhoff*, Lukas (1997): Examining the Use of Technical Currency Analysis, *International Journal of Finance and Economics*, 2, 307-318.
- (1998): The Noise Trading Approach - Questionnaire Evidence from Foreign Exchange, *Journal of International Money and Finance*, 17, 547-564.
- (2002): Institutional Investors: The External Costs of a Successful Innovation, *Journal of Economic Issues*, 36, 907-933.
- Menkhoff*, Lukas / *Tolksdorf*, Norbert (1999): Finanzmärkte in der Krise? Zur Abkoppelung des Finanzsektors von der Realwirtschaft, Stuttgart: Deutscher Sparkassenverlag.
- Mills*, Terence C. (1999): The Econometric Modelling of Financial Time Series, 2. Auflage, Cambridge et al.: Cambridge University Press.
- Mishkin*, Frederic (1999): International Experiences with Different Monetary Policy Regimes, *Journal of Monetary Economics*, 43, 579-605.
- Modigliani*, Franco / *Askari*, Hossein (1998): Twenty Five Years of Floating: Some Observations, *International Journal of Forecasting*, 14, 161-170.
- Mossin*, Jan (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, 34, 768-783.
- NBS [National Bank of Slovakia] (1999): Annual Report 1998, Bratislava: Selbstverlag der NBS.
- Neftci*, Salih N. (1982): Optimal Prediction of Cyclical Downturns, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, 225-241.
- Nelson*, Daniel B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59, 347-370.
- (1992): Filtering and Forecasting with Misspecified ARCH-Models I: Getting the Right Variance with the Wrong Model, *Journal of Econometrics*, 52, 61-90.

- Nelson, Daniel B. / Foster, Dean P. (1995): Filtering and Forecasting with Misspecified ARCH-Models II: Making the Right Forecast with the Wrong Model, *Journal of Econometrics*, 67, 303-335.
- Nieuwland, Frederick G. M. C. / Verschoor, Willem F. C. / Wolff, Cristian C. P. (1994): Stochastic Trends and Jumps in EMS Exchange Rates, *Journal of International Money and Finance*, 13, 699-727.
- NZZ [Neue Züricher Zeitung] (1998): Haager Vorbehalt gegen Italiens Euro-Teilnahme, 17.4.1998, Abdruck in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 25, 21.4.1998, S. 18.
- Officer, R.R. (1973): The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange, *Journal of Business*, 53, 61-65.
- Parkinson, Michael (1980): The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return, *Journal of Business*, 53, 61-65.
- Perron, Phillipp (1989): The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, Peter C. B. / Perron, Pierre (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Poon, Ser-Huang / Granger, Clive (2003): Forecasting Volatility in Financial Markets – A Review, *Journal of Economic Literature*, 41, 478-539.
- Poterba, James / Summers, Lawrence H. (1986): The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations, *American Economic Review*, 76, 1124-1141.
- Rogers, L. C. / Satchell, Steve (1991): Estimating Variance from High, Low and Closing Prices, *Annals of Applied Probability*, 1, 504-512.
- Rogers, L. C. / Satchell, Steve / Yoon, Y. (1994): Estimating the Volatility of Stock Prices: A Comparison of Methods that Use High and Low Prices, *Applied Financial Economics*, 4, 241-247.
- Rogoff, Kenneth (1996): The Purchasing Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34, 647-668.
- (1999): International Institutions for Reducing Global Financial Instability, *Journal of Economic Perspectives*, 13, 21-42.
- Rose, Andrew (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, 925-945.
- Rose, Andrew / Svensson, Lars (1994): European Exchange Rate Credibility before the Fall, *European Economic Review*, 38, 1185-1216.

- Sachs*, Jeffrey D. (1986): The Uneasy Case for Greater Exchange Rate Coordination, *American Economic Review*, 76, 336-341.
- (1996): Economic Transition and the Exchange Rate Regime, *American Economic Review*, 86, 147-152.
- Sarno*, Lucio (1997): Exchange Rate and Interest Rate Volatility in the European Monetary System: Some Further Results, *Applied Financial Economics*, 7, 255-263.
- Scharfstein*, David D. / *Stein*, Jeremy C. (1990): Herd Behavior and Investment, *American Economic Review*, 90, 695-704.
- Schieber*, Helmut (1998): Die weiteren Vorarbeiten und der Stand der Vorbereitungen zur EWU, Vortrag beim 9. Europa-Seminar der Börsenzeitung in Frankfurt/Main, 29.1.1998, Abdruck in: Deutsche Bundesbank, Auszüge aus Presseartikeln, Nr. 7, 2.2.1998, S. 2-6.
- Schinasi*, G. J. / *Swamy*, P. A. V. B. (1989): The Out-of-Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models when Coefficients are Allowed to Change. *Journal of International Money and Finance*, 8: 375-390.
- Schlittgen*, R. / *Hamman*, D. / *Lepinat*, K. (1982): Zur Verteilung von Wechselkursveränderungen - On the distribution of foreign exchange rate movements, *Allgemeines Statistisches Archiv*, 66, 162 - 173
- Schwert*, G. William (1989): Why Does Stock Market Volatility Change over Time?, *Journal of Finance*, 44, 1115-1153.
- (1990a): Stock Volatility and the Crash of 1987, *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
  - (1990b): Stock Market Volatility, *Financial Analysts Journal*, 46, 23-34.
- Sharpe*, William F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Shyy*, Gang (1989): Bullish or Bearish: A Bayesian Dichotomous Model to Forecast Turning Points in the Foreign Exchange Market, *Journal of Economics and Business*, 41, 49-60.
- Stock*, James H. (1994): Unit Roots, Structural Breaks and Trends, in: *Handbook of Econometrics*, hrsg. von Robert F. Engle und Daniel L. McFadden, Band IV, 2740-2841.
- Szapáry*, György / *Jakab*, Zoltán M. (1998): Exchange Rate Policy in Transition Economies: The Case of Hungary, *Journal of Comparative Economics*, 26, 691-717.
- Taylor*, Mark P. (1995): Exchange Rate Economics, *Journal of Economic Literature*, 33, 13-47.

- Taylor, Mark P. / Allen, Helen* (1992): The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Money and Finance*, 11, 304-314.
- Taylor, Stephen J.* (1986): *Modelling Financial Time Series*, New York: Wiley.
- Taylor, Stephen J. / Xu, X.* (1997): The Incremental Volatility Information in One Million Foreign Exchange Quotations, *Journal of Empirical Finance*, 4, 317-340.
- Timmermann, Allan* (2000): Moments of Markov Switching Models, *Journal of Econometrics*, 96, 75-111.
- Von Neumann, John* (1941): Distribution of the Ratio of the Mean Square Successive Difference to the Variance, *Annals of Mathematical Statistics*, 12, 367-395.
- Von Neumann, John / Kent, R. H. / Bellinson, H. R. / Hart, B. I.* (1941): The Mean Square Successive Difference, *Annals of Mathematical Statistics*, 12, 153-162.
- Walsh, Brendan* (1994): The Irish Pound and the ERM: Lessons from the September Crisis and its Aftermath, in: *The Monetary Economics of Europe, Causes of the EMS Crisis*, hrsg. von Christopher Johnson und Stefan Collignon, Rutherford et al.: Fairleigh Dickinson University Press, 39-60.
- Westerfield, J. M.* (1977): Empirical Properties of Foreign Exchange Rates under Fixed and Floated Regimes, *Journal of International Economics*, 7, 181-200.
- White, Halbert* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.
- Wiggins, James B.* (1991): Empirical Tests of the Bias and Efficiency of the Extreme-Value Variance Estimator for Common Stocks, *Journal of Business*, 64, 416-432.
- Wilfling, Bernd* (1999): Wechselkursdynamik im Vorfeld einer Währungsunion, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 218, 23-44
- (2001): Wechselkursdynamik und Zinsentwicklung vor Regimewechseln des Währungssystems, Baden Baden: Nomos.
  - (2002): Foreign exchange markets' perceptions of EMU participation by Finland, France, Italy, and Portugal. SSRN Presentations Journal of the 29th Annual Meeting (2002) of the European Finance Association (EFA) in Berlin.
- Wilfling, Bernd / Männig, Wolfgang* (2001): Exchange Rate Dynamics in Anticipation of Time Contingent Regime Switching: Modelling the Effects of a Possible Delay, *Journal of International Money and Finance*, 20, 91-113.
- Wolff, Christian* (1987): Time-Varying Parameters and the Out-of-Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, 87-97.

- Wu, Yangru* (1997): The Trend Behavior of Real Exchange Rates: Evidence from OECD Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, 282-296.
- Yang, D. / Zhang, Q.* (2000): Drift-Independent Volatility Estimation Based on High, Low, Open and Close Prices, *Journal of Business*, 73, 477-491.

## Stichwortregister

- aggregierte Volatilität 82  
ARCH-Modell 35, 36, 46  
Augmented Dickey-Fuller-Test 69  
Autokorrelation 22, 69
- Bank of England** 77  
Basel-Nyborg-Abkommen 91, 99,  
115, 117, 119  
Basket Peg 140  
Branchenvolatilität 79  
Bretton Woods 18, 50, 91, 92  
Brüssel 131, 134, 135
- Capital Asset Pricing Model (CAPM)  
80  
Crawling Peg 140, 141, 143  
Currency Board 139
- Datenreduktion** 23  
deterministischer Trend 69  
Deutsche Bundesbank 77  
Deutsche Mark-Block 86, 87  
Deutsche Mark-Zone 98  
Devisenhandelsumsatz 52  
Diffusionsparameter 27  
Drift 27, 30, 31  
dynamische Volatilitätskennziffern  
*siehe* dynamische Volatilitätsmaße  
dynamische Volatilitätsmaße 20, 23,  
34ff, 49
- ECOFIN** 129, 134
- Effizienz eines Volatilitätsschätzers  
29, 30  
EGARCH-Modell 36f, 39  
Einheitswurzeltest 24, 44, 54f, 70  
Europäische Währungsunion 88, 99,  
102, 126, 146  
Europäisches Währungsinstitut 130,  
131  
Europäisches Währungssystem 18,  
20, 24, 37, 50, 77, 87ff, 91, 105,  
117, 129  
EWS *siehe* Europ. Währungssystem  
EWS-Krise 99, 102, 115, 120  
ex-ante-Wahrscheinlichkeiten 42, 47,  
127, 137, 143  
exponential GARCH-Modell  
*siehe* EGARCH-Modell
- Fear of Floating** 140  
Filterwahrscheinlichkeiten 42, 47  
Fixierungsparität 130  
flexible Wechselkurse 24, 50, 52  
Fundamentals 18
- GARCH-Modell** 20, 23, 26, 34ff, 39,  
42, 44ff, 49, 57, 96, 126, 141  
geglättete Wahrscheinlichkeiten 42,  
126, 133, 137, 143  
Geldmengensteuerung 77  
GJR-Modell 36ff, 39, 57f, 96, 97, 112  
Großbritannien 77
- Herdenverhalten** 51



- Heteroskedastizität 34ff, 65, 68f  
 Hidden Markov Modell 41  
 Hintergrundprozess 40  
 horizontaler Peg 141
- idiosyncratic volatility *siehe* spezifische Volatilität  
 IGARCH-Modell 44  
 Inflation Targeting 78  
 institutionelle Investoren 51, 77, 91  
 integrierte Volatilität 24, 31ff  
 Intervall 22, 25  
 Intervallmaße 19, 22, 25ff, 48, 55  
 Interventionen 98f  
 Intratagesvolatilität 27
- Jarque-Bera-Test 68
- Konvergenzbericht 130ff  
 Konvergenzkriterien 135  
 Kovarianz 80  
 Kurtosis 41, 68, 89, 95, 101ff, 106, 112ff, 118, 121f
- leptokurtisch 33, 41  
*siehe auch* Kurtosis  
 Leverage-Effekt 37, 44
- Managed Float 140  
 Markopoli 99  
 Markovprozess 40  
 Markov Switching GARCH-Modell 20, 43ff, 126ff, 140  
 Markov Switching-Modell 20, 24, 39, 44  
 Marktrendite 82  
 Marktvolatilität 79, 83  
 Mean Absolute Successive Difference 26
- Mean Squared Successive Difference 26  
 Mitterand, Francois 98  
 mittlere absolute sukzessive Differenz 26  
 mittlere quadratische sukzessive Differenz 26, 33  
 Mondorf-les-Bains 129ff  
 MSM *siehe* Markov Switching-Modell
- Noise Trading 51  
 Normalverteilung 41
- Ölkrise 91
- Paritätenanpassung 97ff, 101, 120ff  
 Parkinson-Schätzer 29  
 Pegging out 145  
 Persistenz 24  
 – der Regimezugehörigkeit 133  
 – von Volatilitätsschocks 37, 43, 57, 132, 133, 141  
 Pfadabhängigkeit 46  
 Phillips-Perron-Test 69
- QLR-Test *siehe* Quandt's Likelihood Ratio  
 Quandt's likelihood ratio 60ff, 84, 115
- Random Walk Hypothese 26, 27  
 Random Walk Prozess 18, 26, 27, 31  
 Rangkorrelationskoeffizient 60  
 Realignment 89, 98, 120  
*siehe auch* Paritätenanpassung  
 realisierte Volatilität 24, 32ff  
 Regime Switching GARCH-Modell *siehe* Markov Switching GARCH-Modell

- Regimewechsel 24  
Risiko(-management) 17
- Schiefe 68, 89, 95f, 101f, 106, 111, 114, 118, 121f  
Seemingly Unrelated Regression 59  
Semi-Varianz 25  
Spannweitenschätzer 27, 56, 62f, 72  
spezifische Volatilität 79, 83  
Standard Wiener Prozess 27  
statische Volatilitätsmaße 22, 24ff  
stochastische Prozesse 23, 34  
stochastischer Trend 69  
Strukturbruch 24, 41, 44, 48ff 61, 70, 71ff, 76, 93, 114, 118, 132  
Strukturbruchtest von Chow 60, 115
- technische Analyse 51  
Threshold-GARCH-Modell 38
- Trendanalyse 60, 68ff, 84ff, 105, 108, 122  
Trendtest *siehe* Trendanalyse  
t-Verteilung 41
- Übergangswahrscheinlichkeiten 40
- Value at Risk 17  
Varianz 25, 32, 56, 62, 72, 94ff, 112ff, 118, 121f  
Variationskoeffizient 96  
Visegrád-Staaten 21, 126, 139  
Volatilitätscluster 23f, 34f, 41, 44
- Wechselkursmechanismus 24, 37, 77, 87ff, 99, 132  
Wiedervereinigung, deutsche 91