

Die internationale Integration der Devisenmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Spekulative Effizienz, Transaktionskosten und Wechselkursprämien

Sabine Herrmann
Axel Jochem

Diskussionspapier 08/03
Volkswirtschaftliches Forschungszentrum
der Deutschen Bundesbank

März 2003

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

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

Telefon 069 9566-1

Telex Inland 41227, Telex Ausland 414431, Telefax 069 5601071

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax 069 9566-3077

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-935821-51-4

Zusammenfassung

Im Rahmen eines Tests der spekulativen Effizienz auf den Devisenmärkten Polens, der Tschechischen Republik, Ungarns und der Slowakei kann für den Beobachtungszeitraum von 1999 bis Mitte 2002 keine Kointegrationsbeziehung zwischen Termin- und Kassakursen gegenüber dem Euro nachgewiesen werden. Ökonometrische Untersuchungen bestätigen die Existenz einer zeitvariablen Wechselkursprämie in allen genannten Ländern. Darüber hinaus scheinen aber auch Informations- und Transaktionskosten verantwortlich zu sein für die beobachteten Abweichungen von der spekulativen Effizienz. Die Segmentierung der Devisenmärkte dürfte die Koordinierung der nationalen Geld- und Währungspolitiken innerhalb des WKM II erschweren. Zusätzlich erhöht sie die Unsicherheit bei der Festlegung des Leitkurses gegenüber dem Euro.

Summary

A test of speculative efficiency on the foreign exchange markets of Poland, the Czech Republic, Hungary and the Slovak republic was unable to identify a cointegration relationship between forward and spot rates against the euro for the period between 1999 and mid-2002. Econometric studies confirm the existence of a time-variable exchange rate premium in all of the above countries. However, information and transaction costs also appear to be responsible for the observed deviations from speculative efficiency. The segmentation of the foreign exchange markets is likely to hamper the coordination of national monetary and foreign exchange policies within ERM II. In addition, this segmentation increases uncertainty in setting the central rate against the euro.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Die spekulative Effizienz als Maß für die Integration der Devisenmärkte	2
3	Die Geltung der spekulativen Effizienz in Mittel- und Osteuropa	5
4	Ursachen einer unvollständigen Integration der Devisenmärkte in Mittel- und Osteuropa	7
4.1	Einschätzung möglicher Ursachen im Rahmen einer graphischen Betrachtung	7
4.2	Zur Identifizierung von Wechselkursprämien im Rahmen einer ökonometrischen Untersuchung	11
5	Fazit	19
A	Anhang	20
A.1	Datenquellen	20
A.2	Modellierung der Wechselkursprämie in Anlehnung an Lucas (1982)	20
6	Literaturverzeichnis	24

Tabellen- und Schaubildverzeichnis

Tabellen

- | | |
|---|----|
| 1. Univariate Zeitreihenmodelle zur Berechnung der bedingten Varianzen | 15 |
| 2. Koeffizienten und t-Werte des Regressionsmodells zur Erklärung einer Risikoprämie auf den Devisenmärkten der mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften | 17 |

Schaubild

- | | |
|--|---|
| 1. Abweichung von der spekulativen Effizienz | 8 |
|--|---|

Die internationale Integration der Devisenmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Spekulative Effizienz, Transaktionskosten und Wechselkursprämien^{*)}

1 Einleitung

Der Europäische Rat von Kopenhagen beschloss im Dezember 2002, zum 1. Mai 2004 zehn neue Mitglieder, vorwiegend aus Mittel- und Osteuropa, in die Europäische Union aufzunehmen. Aus der damit verbundenen vollständigen Liberalisierung der außenwirtschaftlichen Beziehungen ergibt sich vor allem für die neuen Mitgliedsländer die Möglichkeit erheblicher Effizienzgewinne in allen Sektoren der Volkswirtschaft. Dies setzt allerdings voraus, dass die Marktteilnehmer auch tatsächlich auf die Veränderungen in den politischen Rahmenbedingungen reagieren und die Märkte nicht aufgrund anderer Ursachen segmentiert bleiben.

Das vorliegende Papier untersucht im Rahmen eines Forschungsprojekts zu den Finanzmärkten der mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften die internationale Devisenmarktintegration von vier führenden Beitrittsländern. Die Devisenmärkte stellen nicht nur die Schnittstelle für alle grenzüberschreitenden Transaktionen dar; angesichts der dominierenden Rolle des Wechselkursmechanismus bei der Transmission geldpolitischer Impulse in Mittel- und Osteuropa sind sie auch für die Geldpolitik der nationalen Zentralbanken von herausgehobener Bedeutung.

In einer empirischen Untersuchung zur realen und finanziellen Integration Europas in den neunziger Jahren kamen Buch/Döpke (2000) zu dem Ergebnis, dass die Integration der Beitrittskandidaten mit Deutschland im Bereich der Devisenmärkte zwar ausgeprägter war als auf den Gütermärkten, aber doch noch merkliche Defizite aufwies. Neben der Bestimmung des Segmentierungsgrads zu Beginn des neuen Jahrtausends wird in diesem Beitrag darüber hinaus nach den Ursachen einer unvollständigen Integration gesucht und in diesem Zusammenhang insbesondere der Frage nach der Effizienz der mittel- und osteuropäischen Devisenmärkte nachgegangen.

In *Abschnitt II* des Papiers wird ausgehend von der Zinsparitätentheorie das Konzept der spekulativen Effizienz als Maß für Devisenmarktintegration vorgestellt. Auf der Grundlage

^{*)} Für wertvolle Hinweise danken wir Martin Bohl, Zsolt Darvas, Jörg Döpke, Jens Hölscher, Jörg Breitung sowie den Teilnehmern des Freitagseminars der Deutschen Bundesbank.

dieser Definition untersucht *Abschnitt III* die Integration der Devisenmärkte zwischen vier ausgewählten Beitrittskandidaten (Polen, Ungarn, Tschechische Republik, Slowakische Republik) und der Europäischen Währungsunion. *Abschnitt IV* prüft im Rahmen eines theoretischen Modells sowie anhand empirischer Untersuchungen, ob und in welchem Ausmaß die Existenz einer Wechselkursprämie für die noch unvollständige Integration der mittel- und osteuropäischen Devisenmärkte verantwortlich ist. Das abschließende Fazit in *Abschnitt V* fasst die erzielten Ergebnisse zusammen und zieht Schlussfolgerungen für den weiteren Verlauf des Erweiterungsprozesses der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion.

2 Die spekulative Effizienz als Maß für die Integration der Devisenmärkte

Für die Quantifizierung von Finanzmarktintegration wird in dieser Arbeit auf das Konzept der Zinsparität zurückgegriffen.¹ Dabei sind zwei Varianten - die gedeckte sowie die ungedeckte Zinsparität - zu unterscheiden, die auf unterschiedlichen Annahmen basieren und unterschiedliche Segmente der Finanzmärkte erfassen.²

Die *gedeckte Zinsparität* besagt, dass der Ertrag eines inländischen Finanztitels dem Ertrag eines währungsgesicherten ausländischen Titels entspricht. Die Zinsdifferenzen zwischen

¹ Der dieser Arbeit zugrundeliegende Integrationsbegriff berücksichtigt nicht nur, ob die Möglichkeit länderübergreifender Finanztransaktionen gegeben ist, sondern bezieht sich vielmehr auch auf das konkrete Verhalten der Anleger. Eine derart umfassende Definition wurde bereits von Scitovsky (1969, S. 89) bereitgestellt, derzufolge „*the perfect integration of asset markets means ...that the assets must be transferable and the portfolio preferences of individual asset holders are regionally unbiased.*“ Interessiert in diesem Zusammenhang nicht das tatsächliche Transaktionsvolumen, sondern in erster Linie Struktur und Ausmaß des Wettbewerbs und die damit in Verbindung stehende Effizienz der Märkte, so ist das „Gesetz des einheitlichen Preises“ anzuwenden. Die Zinsparitätentheorie bezieht das Gesetz des einheitlichen Preises auf festverzinsliche und homogene Finanztitel, was bedeutet, dass Aktiva mit vergleichbarem Risiko unabhängig von dem Land, in dem sie gehandelt werden, dieselbe Renditeerwartung aufweisen. In der Literatur findet sich eine Reihe weiterer Definitionsmöglichkeiten. Vgl. hierzu z.B. Adam et al. (2002), Jandura (2000), Shepherd (1994), Goldstein/Mussa (1993), Lemmen (1998) und Obstfeld (1986). Für eine grobe Einteilung der verschiedenen Klassen und eine Begründung für die Verwendung des sogenannten „Preisansatzes“ im Rahmen dieses Forschungsprojekts siehe Herrmann/Jochem (2003).

² Beide Zinsparitäten beruhen auf der Annahme vollständig homogener, d.h. nominal risikoloser Finanztitel, die perfekte Substitute darstellen, was Laufzeit, Qualität des Schuldners usw. anbelangt. Vergl. zur Diskussion der Zinsparitäten auch Jandura (2000), Lemmen/Eijffinger (1996), Kearney (1996), Fratzscher (2001), Shepherd (1994) u.a. Diese Annahme ist aufgrund unterschiedlicher Marktkonventionen in den einzelnen Volkswirtschaften jedoch nur bedingt gültig. Mit dieser Problematik sind insbesondere die Untersuchungen in den osteuropäischen Volkswirtschaften konfrontiert. Folglich sind Einschränkungen im Hinblick auf die Aussagekraft der Ergebnisse nicht auszuschließen. Zur Darstellung unterschiedlicher Marktkonventionen siehe J.P.Morgan (1998) und Bruns/Meyer-Bullerdiek (1996).

zwei Volkswirtschaften werden folglich durch den Swapsatz des bilateralen Wechselkurses ausgeglichen:

$$(1) \quad i_t - i_t^* = \frac{E_{t,t+k}^T - E_t}{E_t}$$

mit i = inländischer Zinssatz; i^* = ausländischer Zinssatz; E = Kassakurs; E^T = Terminkurs.

Gleichung (1) impliziert, dass eine vollständige Arbitrage zwischen in- und ausländischen Finanztiteln möglich ist, dass also keine Behinderungen durch Transaktionskosten oder Ausfallrisiken bestehen. Bei kürzeren Laufzeiten (bis zu einem Jahr) stellt die Geltung der gedeckten Zinsparität ein Maß für die Integration der nationalen *Geldmärkte* unter Ausschluss von Wechselkursrisiken dar.

Bei der *ungedeckten Zinsparität* erfolgt im Gegensatz zur gedeckten Zinsparität keine Absicherung des Währungsrisikos. Infolgedessen stellt sie den nationalen Zinsdifferenzen nicht die auf dem Devisenterminmarkt abgesicherten Swapsätze, sondern die erwarteten Wechselkursveränderungen gegenüber:

$$(2) \quad i_t - i_t^* = \frac{E_{t,t+k}^e - E_t}{E_t}$$

mit E^e = erwarteter Wechselkurs.

Die ungedeckte Zinsparität lässt sich in zwei Komponenten zerlegen, und zwar in die *gedeckte Zinsparität* und in die *spekulative Effizienz*, die verlangt, dass der Terminkurs dem erwarteten Wechselkurs entspricht³:

$$(3) \quad i_t - i_t^* = \frac{E_{t,t+k}^T - E_t}{E_t} + \left\{ \frac{E_{t,t+k}^e - E_t}{E_t} - \frac{E_{t,t+k}^T - E_t}{E_t} \right\}$$

Während die gedeckte Zinsparität ein geeignetes Konzept zur Messung der Geldmarktintegration darstellt,⁴ setzt die spekulative Effizienz eine vollständige Integration der Devisenmärkte voraus.

³ Diese Zerlegungsmethode lässt sich zurückführen auf einen Ansatz von Frankel/McArthur (1988).

⁴ vgl. Herrmann/Jochem (2003).

Bei der Überprüfung der spekulativen Effizienz steht man allerdings vor dem Problem, dass Wechselkurserwartungen nicht direkt beobachtbar sind. Empirische Arbeiten auf diesem Gebiet behelfen sich daher in der Regel mit der *Hypothese rationaler Wechselkurserwartungen*.⁵

$$(4) \quad E_{t+k} = E_{t,t+k}^e + u_{Dt}$$

Rationale Erwartungen haben zur Folge, dass die Abweichungen (u_D) des erwarteten Wechselkurses von dem tatsächlich realisierten Wert einen Erwartungswert von null aufweisen. Folgt der Wechselkurs einem Random Walk, sind die Erwartungsfehler darüber hinaus seriell unkorreliert. Rationale Erwartungen implizieren somit, dass der realisierte Wechselkurs als unverzerrter Schätzer des erwarteten Wechselkurses herangezogen werden kann.

Daraus ergibt sich als Test auf die spekulative Effizienz.⁶

$$(5) \quad E_{t,t+k}^T = E_{t,t+k}^e = E_{t+k} - u_{Dt} \quad \text{bzw.}$$

$$(5a) \quad \frac{E_{t,t+k}^T}{E_{t+k}} - 1 = \rho_t$$

Bei diesem Ansatz handelt es sich um einen verbundenen Hypothesentest, der die Hypothese rationaler Wechselkurserwartungen (d.h. der realisierte Kurs ist ein unverzerrter Schätzer für den erwarteten Kassakurs) mit der Hypothese effizienter Devisenmärkte und fehlender Wechselkursprämien („unbiased-hypothesis“, d.h. der Terminkurs ist ein unverzerrter Schätzer für den erwarteten Kassakurs) verknüpft. Eine Ablehnung der Null-Hypothese, dass der Störterm ρ_t den Erwartungswert null hat und seriell unkorreliert ist, ist daher vorsichtig zu interpretieren. Sie kann sowohl auf eine fehlerhafte Modellierung der Wechselkurserwartungen als auch auf die Existenz von Transaktionskosten oder das Vorliegen einer Risikoprämie zurückzuführen sein.

⁵ Vgl. hierzu Cumby/Obstfeld (1981). Wechselkurserwartungen könnten alternativ auch im Rahmen von ARIMA-Modellen, Regressionsanalysen oder auf der Basis von Umfragen modelliert werden (vgl. Froot/Frankel 1989). Keiner der Ansätze ist jedoch in der Lage, systematische Erwartungsfehler vollständig auszuschließen. Tease et al. (1991) gehen davon aus, dass die Wahl der Methode zwar Auswirkungen auf die Ergebnisse hat, die langfristigen Trends innerhalb der Daten jedoch kaum beeinträchtigen dürfte.

⁶ Vergl. dazu auch Marston (1995).

Eine korrekte Modellierung der Wechselkurserwartungen vorausgesetzt, ergibt sich der Grad der Segmentierung an den Devisenmärkten aus der *durchschnittlichen* Höhe des Störterms:

$$(6) \quad \frac{1}{N} \sum_t \frac{E_{t,t+k}^T}{E_{t+k}} - 1 = \bar{\rho}_t$$

Jedes $\bar{\rho}_t > 0$ ist Ausdruck einer Segmentierung, die den Umfang der grenzüberschreitenden Transaktionen reduziert und die Wahrscheinlichkeit asymmetrischer Schocks oder divergierender Wirtschaftsentwicklungen erhöht. Die möglichen Ursachen derartiger Integrationsdefizite sind jedoch unterschiedlich zu bewerten. So spiegeln Risikoprämien die Präferenzen der Marktteilnehmer wider und stehen daher nicht im Widerspruch zur Existenz vollkommener Märkte. Alle anderen Gründe, wie z.B. die Ausübung von Marktmacht, stellen Transaktionskosten dar, die einer effizienten Preisbildung entgegenstehen.

3 Die Geltung der spekulativen Effizienz in Mittel- und Osteuropa

Im Rahmen des vorliegenden Kapitels ist zu untersuchen, ob in den mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften von einer vollständigen Integration der Devisenmärkte mit den Märkten der EWU ausgegangen werden kann. Aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit konnten ausschließlich Polen, die Tschechische und die Slowakische Republik sowie Ungarn in die Untersuchungen einbezogen werden. Der Beobachtungszeitraum beginnt mit dem 31. Dezember 1998 (Polen, Slowakische Republik: Januar 1999), dem Vortag der Euro-Einführung, und endet am 30. Juni 2002 auf Basis von Drei-Monats-Kassa- und Terminkursen.⁷ Der ökonometrische Test auf Geltung der spekulativen Effizienz basiert auf einem Regressionsmodell der Form

$$(7) \quad \frac{E_{t,t+3}^T}{E_t} = \alpha + \beta \frac{E_{t+3}}{E_t} + v_{Dt}$$

Notwendige Bedingung für Devisenmarktintegration ist eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Swapsatz und Wechselkursveränderung. Das setzt voraus, dass die Zeitreihen auf der linken und rechten Seite von (7) entweder beide stationär sind oder aber nicht-stationär und kointegriert. Als hinreichende Bedingung für Devisenmarkteffizienz müssen darüber hinaus $\alpha=0$ und $\beta=1$ sowie die Residuen seriell unkorreliert sein („white

⁷ Vergleiche Informationen zu den Datenquellen im Anhang.

noise“). Besitzen die Residuen keine „white noise“-Eigenschaften, werden Ineffizienzen nicht sofort korrigiert und der Terminkurs enthält nicht alle relevanten Information.⁸

Die Einheitswurzeltests wurden auf Basis des „Augmented-Dickey-Fuller-Tests“ (ADF), des „Phillips-Perron-Tests“ (PPT) und des „Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Tests“ (KPSS) durchgeführt. Dabei ergab sich, dass die Zeitreihe $E_{t,t+3}^T/E_t$ für alle Länder nichtstationär und $I(1)$ ist. Dagegen weist die Zeitreihe E_{t+3}/E_t durchweg einen stationären Verlauf auf. Da eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Variablen mit unterschiedlichem Integrationsgrad ausgeschlossen ist, führen die Ergebnisse der Stationaritätstests dazu, dass für alle vier untersuchten Beitrittskandidaten bereits die *notwendige* Bedingung für vollkommen integrierte Devisenmärkte abgelehnt werden muss.⁹

Im Gegensatz dazu wiesen die Devisenmärkte der EWS-Mitglieder in den neunziger Jahren eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Swapsätzen und Wechselkursveränderungen auf. Einer Studie von Nieuwland/Verschoor/Wolff (2000) zur Existenz von Wechselkursprämien im EWS zufolge waren beide Größen stationär. Auch empirische Studien zur spekulativen Effizienz zwischen den Währungen führender Industrienationen kommen nahezu einhellig zu dem Ergebnis, dass Kassakurse und Terminkurse integriert vom Grade 1 und darüber hinaus auch kointegriert sind. Die Restriktionen $\alpha=0$ und $\beta=1$ werden jedoch häufig abgelehnt, sodass die notwendige Bedingung für Devisenmarkteffizienz nicht erfüllt ist und folglich die „unbiased-hypothesis“, derzufolge der Terminkurs ein unverzerrter Schätzer des erwarteten Kassakurses ist, an den internationalen Devisenmärkten verworfen werden muss.¹⁰

Die Ergebnisse machen deutlich, dass im EWS wie auch bei den mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften nicht von einer vollständigen Integration der Devisenmärkte ausgegangen werden kann. Dennoch weisen die Mitglieder des EWS einen höheren

⁸ Die Ablehnung der spekulativen Effizienz kann allerdings auch aus ökonometrischen Gründen erfolgen. Bei der Verwendung monatlicher Daten sind die dreimonatigen Wechselkursänderungen nicht stochastisch unabhängig voneinander. Der OLS-Schätzer könnte dann ineffizient sein. Vergl. Boothe/Longworth (1986). Auch Siegel (1972) weist nach, dass eine Ablehnung der spekulativen Effizienz aus rein formalen Gründen möglich ist. Die empirische Relevanz des Siegel-Paradoxons wird aber von McCulloch (1975) widerlegt.

⁹ Angesichts der Kürze des Untersuchungszeitraums besteht jedoch die Möglichkeit, dass die Nicht-Stationarität der Swapsätze nur vorübergehender Natur ist. Allerdings kommen auch Buch/Döpke (2000) bei einem Test auf die ungedeckte Zinsparität zu dem Ergebnis, dass bei vier von fünf Beitrittskandidaten keine Kointegrationsbeziehung zwischen in- und ausländischen Geldmarktzinsen sowie der Wechselkursentwicklung besteht.

¹⁰ Zu den Studien, welche die notwendige Bedingung für die meisten Währungen erfüllt sehen, die hinreichende aber überwiegend ablehnen, zählen u.a. Hakkio/Rush (1989), Barnhart/Szakmary (1991), Sosvilla-Rivero/Park (1992), Luintel/Paudyal (1998) und Jandura (2000). Einige jüngere Studien lehnen dagegen auch die hinreichende Bedingung nicht ab (z.B. Naka/Whitney 1995, Norbin/Reffett 1996).

Integrationsgrad auf als die ehemaligen Transformationsländer. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die im EWS bestehende Kointegration von Kassa- und Terminkurs eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung beider Größen widerspiegelt, infolge derer die Swapsätze Rückschlüsse auf die erwartete Richtung und das erwartete Ausmaß von Wechselkursveränderungen zulassen. In Polen, der Slowakei, der Tschechischen Republik und Ungarn kann dagegen ein derartiger Zusammenhang nicht nachgewiesen werden, sodass von einem Integrationsdefizit der Beitrittskandidaten im Vergleich zum EWS auszugehen ist.

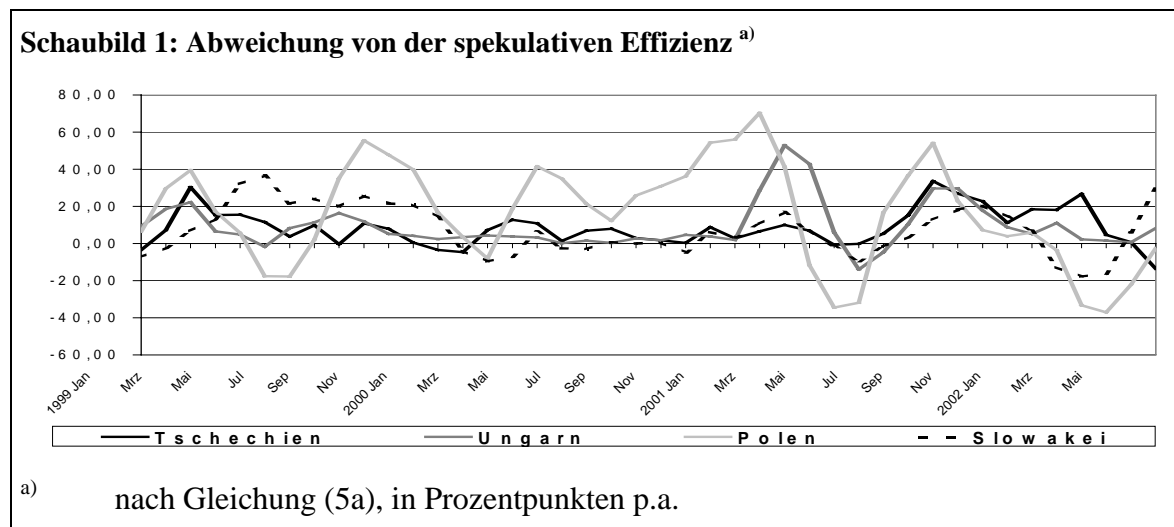
Im Hinblick auf die Fortführung des Erweiterungsprozesses der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion um die osteuropäischen Volkswirtschaften ist es nicht nur von Interesse, dass die bisher erreichte Integration der osteuropäischen Devisenmärkte noch unvollständig ist bzw. hinter den Volkswirtschaften des EWS zurücksteht, sondern vielmehr auch die zugrundeliegenden Ursachen zu identifizieren. Diese Untersuchung ist Gegenstand des nachfolgenden Abschnitts.

4 Ursachen einer unvollständigen Integration der Devisenmärkte in Mittel- und Osteuropa

4.1 Einschätzung möglicher Ursachen im Rahmen einer graphischen Betrachtung

In *Schaubild 1* sind die Abweichungen von der spekulativen Effizienz dargestellt. Die Prognosefehler des Terminkurses für den später realisierten Kassakurs sind in Polen offensichtlich am größten, gefolgt von Ungarn. Dagegen scheinen die Diskrepanzen in der Tschechischen und der Slowakischen Republik etwas geringer auszufallen. Dies allein lässt jedoch noch keine Rückschlüsse zu im Hinblick auf die bestehende Integration der Devisenmärkte. Zumindest *zufällige* Abweichungen könnten auch auf fehlerhafte rationale Erwartungen zurückzuführen sein. Die spekulative Effizienz wäre in diesem Fall dennoch gegeben. In Übereinstimmung mit der ökonometrischen Untersuchung erweckt aber auch die graphische Betrachtung den Eindruck, dass die Abweichungen während des Beobachtungszeitraums nicht zufällig verteilt waren, sondern überwiegend im positiven Bereich lagen. Das bedeutet, dass Finanzanlagen in den mittel- und osteuropäischen Ländern im Allgemeinen eine höhere Rendite aufgewiesen haben als vergleichbare Anlagen im Euro-Währungsgebiet. Als Ursache für einen solchen Renditevorsprung der

Beitrittsländer kommt, wie bereits erwähnt, grundsätzlich eine Reihe von Faktoren in Betracht.¹¹



i) Fehlerhafte Modellierung von Wechselkurserwartungen

Systematische Abweichungen zwischen Wechselkurserwartungen und realisiertem Wechselkurs können auch dann zu beobachten sein, wenn die Hypothese rationaler Erwartungen zutreffend ist. Das sogenannte „Peso-Problem“ tritt auf, wenn die Fundamentalfaktoren auf eine Überbewertung der Währung hindeuten, die unter Umständen über einen längeren Zeitraum hinweg auftritt und erst zu einem ungewissen Zeitpunkt, eventuell außerhalb des Beobachtungszeitraums, korrigiert wird. Dies kann dazu führen, dass der tatsächlich realisierte Wechselkurs über einen längeren Zeitraum hinweg von dem erwarteten Wechselkurs abweicht.¹² Eine ähnliche Situation ist gegeben, wenn die Zentralbank *nach* der Feststellung des Terminkurses zu Gunsten der eigenen Währung interveniert. Damit ist vor allem dann zu rechnen, wenn die Zentralbank explizit oder implizit ein Wechselkursziel verfolgt und den Terminkurs als Indikator für die Markterwartungen heranzieht.

In der Zeit von Januar 1999 bis Juni 2002 lag der Terminkurs in allen betrachteten Beitrittsländern vorwiegend über dem später realisierten Wechselkurs. Hätte er in dieser Phase tatsächlich den Erwartungen der Marktteilnehmer entsprochen, würde dies bedeuten, dass die Währungen der Beitrittsländer anhaltende Abwertungstendenzen aufgewiesen haben, die aber während des Beobachtungszeitraums nicht oder nicht in vollem Umfang

¹¹ Einen systematischen Überblick bietet Engel (1996).

¹² Vgl. hierzu z.B. Evans (1996), Deutsche Bundesbank (1998).

realisiert wurden. Die Wechselkurse des polnischen Zloty und des ungarischen Forint bewegten sich jedoch regelmäßig am unteren Rand der zulässigen Bandbreite, d.h. die Währungen unterlagen deutlichen Aufwertungstendenzen. Seit die polnische Zentralbank im April 2000 zu einem Inflationsziel übergang und auf Devisenmarktinterventionen verzichtete, gewann der Zloty bis Mitte 2002 gegenüber dem Euro rund 12 % an Wert. Auch der Forint hat nach Ausweitung der Bandbreiten auf ± 15 Prozent Anfang Mai 2001 binnen eines Monats um 10 % aufgewertet. Nach Verlusten in den ersten Monaten des Beobachtungszeitraums verzeichneten auch die Tschechische und die Slowakische Krone einen anhaltenden Wertzuwachs gegenüber dem Euro. Die Existenz eines „Peso-Effekts“ oder gezielte Zentralbankinterventionen zur Stützung der einheimischen Währung gegen die Marktkräfte erscheinen für die vier Länder im fraglichen Zeitraum also wenig plausibel.

Des weiteren handelt es sich bei der Unterstellung rationaler Erwartungen um eine empirisch nicht belegte Annahme, die auch aus theoretischer Sicht nicht unangreifbar ist.¹³ Allerdings lagen die nominalen Wechselkursentwicklungen der vergangenen Jahre in den Beitrittsländern durchaus im Rahmen der im wirtschaftlichen Aufholprozess typischen realen Aufwertungstendenzen.¹⁴ Zumindest als spekulative Blasen, die in der Regel durch nicht-rationale Erwartungen begünstigt werden, können die jüngsten Entwicklungen daher nicht betrachtet werden.

ii) Transaktionskosten

Die Möglichkeit der Anleger, ihr Portfolio entsprechend ihren Rendite- und Wechselkurserwartungen zu optimieren, wird durch die Höhe der Transaktionskosten begrenzt, denen sie sich in Form von bid-ask-spreads, d.h. Differenzen zwischen Ankaufs- und Verkaufskurs, auf den Termin- und Kassamärkten gegenübersehen. Diese Transaktionskosten der einzelnen Marktteilnehmer sind allerdings nur zum Teil auf tatsächlich anfallende Kosten der Marktabwicklung zurückzuführen, sondern sind auch Ausdruck der Konkurrenzverhältnisse auf den Finanzmärkten. Eine geringe Anzahl von Banken als aktive „Marktmacher“ ermöglicht die Realisierung von Monopolgewinnen. Treten z.B. auf dem Terminmarkt verstärkt Importeure auf, die ihr Wechselkursrisiko durch den Kauf von Devisen beseitigen möchten, erlaubt dies den „Marktmachern“ bei

¹³ Vgl. Frankel/Rose (1995).

¹⁴ Zur Entwicklung der realen Wechselkurse in den Beitrittsländern und ihren Ursachen vgl. Fischer (2002).

unvollkommener Konkurrenz eine Anhebung des Terminkurses über den erwarteten Wechselkurs.¹⁵

Die Konzentration im Bankensektor der Beitrittsländer, gemessen an dem Anteil der fünf größten Banken an den gesamten Bankaktiva, entspricht in etwa dem EU-Durchschnitt, weist aber aufgrund des anhaltenden Konsolidierungsprozesses eine steigende Tendenz auf.¹⁶ Die Höhe der bid-ask-spreads auf den Devisenmärkten betrug in den betrachteten Ländern während des Untersuchungszeitraums in der Regel weniger als ein Prozent des Ankaufrkurses und kann daher nicht maßgeblich für die festgestellten Abweichungen zwischen Termin- und realisiertem Kassakurs verantwortlich gemacht werden. Diese betrugen im Durchschnitt des Untersuchungszeitraums zwischen 9 % in der Tschechischen Republik und 29 % in Polen.

iii) Wechselkursprämien

Als weitaus bedeutsamere Ursache für Abweichungen von der spekulativen Effizienz wäre denkbar, dass an den Märkten eine Risikoprämie für Anlagen in den Währungen der mittel- und osteuropäischen Länder verlangt wird. Solche Prämien ergeben sich zum einen aus der Risikoaversion der Marktteilnehmer, zum anderen aber auch aus einer Beeinflussung der Renditeerwartungen durch ein volatiles Marktumfeld. Trotz der resultierenden Segmentierung sind sie insofern unproblematisch, als dass sie mit einer effizienten Allokation des Faktors Kapitals vereinbar sind.

Über diese erste Bewertung der Einflussgrößen hinaus ist im Folgenden deren empirische Relevanz von Interesse. Eine Unterscheidung zwischen der Wechselkursprämie und Transaktionskosten als Ursachen einer noch bestehenden Segmentierung ist wichtig, da unterschiedliche Implikationen mit ihnen verbunden sind. Zum einen sind Wechselkursprämien durchaus mit effizienten Märkten vereinbar. Zum anderen zeigen die Erfahrungen der bisherigen EWU-Mitglieder, dass durch die Verankerung von Wechselkurserwartungen und einen damit einhergehenden Rückgang der vom Markt geforderten Wechselkursprämie die bestehende Segmentierung der Devisenmärkte im Vorfeld der Euro-Einführung verstärkt abgebaut werden konnte. Derartige *endogene Entwicklungen* sind auch für die osteuropäischen Volkswirtschaften zu erwarten und zwar dann, wenn die Marktteilnehmer sicher sind, dass einem Beitritt nichts mehr im Wege steht. Dagegen sind Ineffizienzen, die z.B. auf hohen Transaktions- und Informationskosten

¹⁵ Da der Ankaufrkurs der Banken für Devisen unter ihrem Verkaufskurs liegt, kann der Swapsatz in Höhe des Spreads um den erwarteten Wechselkurs schwanken, ohne dass es zu Spekulationsgeschäften kommt.

¹⁶ Vgl. Reininger/Schardax/Summer (2001), S. 9 f.

beruhen, wesentlich problematischer. Da sie im Extremfall sogar das reibungslose Funktionieren des WKM II behindern können, sollten sie so weit wie möglich noch vor der monetären Integration in einen Wechselkursverbund mit dem Eurosystem reduziert werden. Insofern erscheint es angebracht, den Einfluss einer Wechselkursprämie auf die Segmentierung der Devisenmärkte zu ermitteln und auf diese Weise auch Rückschlüsse auf das Ausmaß bestehender Transaktionskosten zu ermöglichen. Im nachfolgenden Abschnitt wird die empirische Relevanz von Wechselkursprämien für die Devisenmärkte Mittel- und Osteuropas eingehend untersucht.

4.2 Zur Identifizierung von Wechselkursprämien im Rahmen einer ökonometrischen Untersuchung

Der Nachweis und die Erklärung einer Wechselkursprämie, die an den Devisenmärkten für die Versicherung gegen Wechselkursschwankungen gezahlt wird, beschäftigt die Literatur bereits seit Beginn der achtziger Jahre. Ausgangspunkt der theoretischen Überlegungen ist das allgemeine Vermögenspreismodell von Lucas (1982). Es besagt, dass die Höhe der Risikoprämie von der Konkavität der Nutzenfunktion und der Wahrscheinlichkeitsverteilung der exogenen Variablen Geldmengenwachstum und Konsum abhängt. Empirisch getestet wurde es von Hodrick/Srivastava (1986) und Hodrick (1989).

Die Arbeiten von Kaminsky/Peruga (1990) und Backus/Gregory/Telmer (1993) halten zwar an der theoretischen Begründung der Risikoprämie fest, nehmen aber den stochastischen Prozess der Vermögenserträge als gegeben und verzichten auf einen allgemeinen Gleichgewichtsansatz, der auch diese Größen erklären würde.¹⁷ Letztlich ist keine der zitierten Studien in der Lage, die Risikoprämie alleine durch die im Vermögenspreismodell von Lucas herangezogenen Größen zu erklären.

Ein vereinfachter Test auf Vorliegen einer Risikoprämie findet sich bei Domowitz/Hakkio (1985), die als erklärende Variablen die bedingte Varianz der logarithmischen Differenz von Terminkurs und erwartetem Wechselkurs heranzogen. Mit der gleichen Methode konnten Nieuwland/Verschoor/Wolff (2000) unter Verwendung von Umfrageergebnissen zu den erwarteten Wechselkursen innerhalb des EWS die Existenz einer Risikoprämie auf den Devisenmärkten nachweisen. In dieselbe Richtung gehen Arbeiten von Wolff (1987),

¹⁷ Vgl. Dumas (1993).

Cheung (1993) und Alexius/Sellin (1999). Sie bestätigen die Existenz einer Wechselkursprämie in State-Space-Modellen unter Verwendung des Kalman-Filters zur Identifizierung latenter Faktoren. Dieses Vorgehen verbessert zwar die empirische Bestimmung der Wechselkursprämie signifikant, allerdings zu dem Preis, dass die Wechselkursprämie nur noch mit ihrer eigenen Entwicklung in der Vergangenheit erklärt wird.

Einen anderen Weg wählten Chiang (1991) und Jiang/Chiang (2000), welche die Determinanten, die sich aus dem Vermögenspreismodell von Lucas (1982) ergeben, durch die bedingten Varianzen der Aktienkurse ersetzen bzw. um diese erweiterten. Die Einbeziehung eines breiteren Spektrums von Renditen als im Basismodell vorgesehen empfiehlt sich vor allem wegen der empirisch erwiesenen engen Beziehung zwischen den Bewegungen auf den Aktienmärkten und Wechselkursentwicklungen.

Auch für die vorliegende Fragestellung nach der internationalen Integration der Devisenmärkte in Mittel- und Osteuropa erscheint die Berücksichtigung weiterer Finanzmarktsegmente sinnvoll. Eine modelltheoretische Herleitung der Regressionsgleichung findet sich im Anhang. Im Ergebnis erklärt sich die Wechselkursprämie durch die bedingten Varianzen des Geldmengenwachstums, der Industrieproduktion (als Proxy für den Konsum) und der Aktienkursentwicklung, jeweils im In- und Ausland:

$$(8) \quad e_t^T - e_{t+3} = c + \beta_1 hm_{i,t} + \beta_2 hm_{EWU,t} + \beta_3 hy_{i,t} + \beta_4 hy_{EWU,t} + \beta_5 hk_{i,t} + \beta_6 hk_{EWU,t} + \varepsilon_t$$

mit hm = bedingte Varianz des Geldmengenwachstums, hy = bedingte Varianz des Wachstums der Industrieproduktion als Proxy für den Konsum, hk = bedingte Varianz der relativen Veränderungen des Aktienkursindex, ε = Störterm, i = Länderindex für Beitrittskandidaten, EWU = Index für Europäische Währungsunion.

Die Endogene in Gleichung (8) ist so definiert, dass positive Abweichungen auf einen Renditevorsprung und somit auf eine mögliche Wechselkursprämie zulasten einer Anlage in Mittel- und Osteuropa hinweisen. Bei der Regression werden für die Parameter der

inländischen Variablen ($\beta_1, \beta_3, \beta_5$) negative Vorzeichen, für die Parameter der Variablen des Euroraums ($\beta_2, \beta_4, \beta_6$) positive Vorzeichen erwartet.¹⁸

Die Schätzungen erfolgen wiederum für Polen, die Tschechische und die Slowakische Republik sowie Ungarn mit einem Beobachtungszeitraum von Dezember 1998 (Polen, Slowakische Republik: Januar 1999) bis Juni 2002 anhand von Monatsdaten. Das Sample je Land besteht also aus lediglich 43 bzw. 42 Beobachtungen. Insofern sind die erzielten Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren.

Da die bedingten Varianzen der exogenen Variablen Geldmenge, Industrieproduktion und Aktienmarktindex bzw. deren Wachstumsraten nicht direkt beobachtbar sind, ist es notwendig, diese in einem ersten Schritt zu schätzen. Die bedingte Varianz der jeweiligen Zeitreihe z_t wird mittels des folgenden GARCH-Gleichungssystems¹⁹ ermittelt:

$$(9) \quad z_t = c + \sum_{j=1}^r \gamma_j z_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$(10) \quad h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

wobei es sich bei Gleichung (9) um die sogenannte „mean equation“ handelt, die im vorliegenden Ansatz die jeweilige Zeitreihe z_t als AR-Prozess modelliert. Die bedingte Varianz h_t ergibt sich in Gleichung (10) aus dem GARCH-Prozess als Funktion vergangener Informationen, d.h. aus den quadrierten Residuen der „mean equation“ sowie der bedingten Varianz der Vorperiode.²⁰

¹⁸ Siehe Anhang.

¹⁹ Vergl. zu den Grundlagen der ARCH bzw. GARCH Modelle Engle (1982) sowie Bollerslev (1986). Da es nicht möglich ist, die Ursachen hoher Volatilität in die Schätzung einzubeziehen, werden die *geschätzte* Volatilität sowie die *vorhergesagte* Volatilität der Vorperiode als Determinanten der aktuellen Volatilität herangezogen. Es ergibt sich folglich für jeden Zeitpunkt ein Maß für die Volatilität in Form der bedingten Varianz. Vergl. auch Frömmel (2002) sowie Abberger (1997).

²⁰ Eine Spezifizierung als GARCH Modell ist sinnvoll, um besondere Charakteristika von Finanzmarktreihen, wie z.B. die vorhandene Heteroskedastizität sowie die leptokurtische Verteilung, d.h. die deutlich spitzere Dichtefunktion als die einer Normalverteilung, modellieren zu können. Auf diese Weise kann berücksichtigt werden, dass sowohl Trend als auch Volatilität von Finanzmarktgrößen durch sich verändernde

Die Spezifizierung der exogenen univariaten Zeitreihen Geldmengenwachstum, Wachstum der Industrieproduktion sowie relative Veränderungen des Aktienindex als AR-Modelle erfolgte in Anlehnung an die Box-Jenkins-Methode zur Modellierung von Zeitreihen. Diese umfasst die *Identifikation des Modells*, die *Schätzung der Parameter* sowie die *Diagnose der Residuen*. Der Modellbildungsprozess ist iterativ bis ein einfaches, aber statistisch adäquates Modell gefunden ist.²¹

Grundlegend für die Identifikation der Modelle ist die Prüfung der Reihen auf Stationarität. Hierbei wurden der „Augmented-Dickey-Fuller Test“ (ADF), der „Phillips-Perron-Test“ (PPT) bzw. der „Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test“ (KPSS) angewandt. Bei allen Zeitreihen konnte die Nullhypothese einer „Unit Root“ auf dem 5 Prozent Signifikanzniveau abgelehnt bzw. die Nullhypothese der Stationarität auf dem 5 Prozent Signifikanzniveau nicht verworfen werden.²²

Anhand der Überprüfung der Korrelogramme, der Autokorrelationsfunktion sowie der partiellen Autokorrelationsfunktion, der Q-Statistik sowie des Breusch-Godfrey Serial Correlation LM-Tests wird das AR-Modell mit der besten Güte der Anpassung gemäß dem Akaike Informationskriterium (AIC) identifiziert und die Parameter geschätzt. Das Modell kann nur akzeptiert werden, wenn die Residuen des Modells „white noise“ sind, ansonsten wird der Modellbildungsprozess wiederholt. In einem *ersten* Schritt wurden saisonbereinigte Daten herangezogen. In einem *zweiten* Schritt wurde diese Vorgehensweise variiert, indem die nicht-saisonbereinigten Zeitreihen im Rahmen saisonaler AR-Prozesse modelliert wurden. Da die Ergebnisse beider Vorgehensweisen unabhängig von der Art der Saisonbereinigung vergleichbar sind, wurden nur die Ergebnisse der bereits im Vorfeld saisonbereinigten Zeitreihen dargestellt. Diese weisen in der Regel eine leicht höhere Signifikanz der Parameter auf. Die geschätzten Parameter der autoregressiven Terme sowie deren z-Werte sind in *Tabelle 1* dargestellt.

institutionelle und ökonomische Faktoren beeinflusst werden und dass die Finanzmärkte sowohl Phasen hoher Volatilität als auch Perioden mit sehr ruhigem Verlauf aufweisen (Volatilitätscluster). Vergl. dazu auch Domowitz/Hakkio (1985).

²¹ Vergl. Box/Jenkins (1976).

²² Die Stationarität von $e_{t,t+3}^T - e_{t+3}$ steht allerdings im Widerspruch zu den Ergebnissen von Abschnitt 3, wonach die Zeitreihen $E_{t,t+3}^T/E_t$ und E_{t+3}/E_t unterschiedliche Integrationsgrade aufweisen. Dieser

Tabelle 1: Univariate Zeitreihenmodelle zur Berechnung der bedingten Varianzen

	AR Modellspezifizierung				GARCH Modellspezifizierung		
Zeitreihe	Konstante	AR(1)	AR(2)	AR(j)	Konstante	ARCH	GARCH
POM	0.01 (3.52)	0.50 (4.64)			0.00 (4.12)	-0.27 (-4.01)	
POY		-0.45 (-1.91)			0.00 (0.75)	0.42 (1.11)	0.55 (1.94)
POS		0.26 (2.48)		-0.36 [AR(3)] (-3.42)	0.00 (0.62)	-0.26 (-1.46)	0.97 (2.06)
CZM	0.01 (3.73)			0.45 [AR(12)] (3.42)	0.00 (0.67)	-0.20 (-0.93)	1.09 (3.37)
CZY	0.00 (2.34)	-0.28 (-2.33)			0.00 (1.39)	-0.22 (-3.14)	1.13 (37.80)
CZS		0.49 (9.46)	-0.26 (-3.47)		0.00 (16.19)	-0.35 (-7.23)	1.07 (20.14)
HUM	0.01 (21.34)	0.31 (3.26)			0.00 (0.28)	-0.12 (-1.54)	1.10 (5.54)
HUY	0.01 (2.26)			0.34 [AR(3)] (3.70)	0.00 (0.24)	-0.17 (-3.35)	1.13 (5.77)
HUS					0.00 (2.56)	-0.11 (-0.43)	
SLM	0.01 (2.54)	0.56 (2.78)	-0.28 (-1.97)	0.37 [AR(3)] (3.32)	0.00 (2.42)	-0.12 (-0.98)	0.86 (17.77)
SLY	0.00 (4.15)	-0.21 (-1.91)		-0.14 [AR(3)] (-3.33) 0.11 [AR(5)] (3.12)	0.00 (2.66)	-0.14 (-0.62)	1.20 (5.24)
SLS					0.00 (0.64)	-0.18 (-1.25)	1.08 (7.67)
EUM	0.01 (5.83)	0.46 (2.68)	-0.28 (-2.06)		-0.00 (-0.41)	-0.03 (-0.43)	1.04 (8.93)
EUY					0.00 (1.08)	-0.32 (-2.77)	1.05 (3.60)
EUS					0.00 (0.00)	-0.17 (-32.87)	1.15 (6.88)

Das identifizierte AR-Modell wurde mittels ARCH LM-Test auf vorhandene ARCH-Effekte überprüft. Signifikante GARCH-Effekte werden in das Modell aufgenommen. Die Autokorrelationskoeffizienten sowie die partiellen Autokorrelationskoeffizienten der quadrierten Residuen machen deutlich, ob ein geeignetes Garch-Modell entsprechend dem Verfahren von Bollerslev (1986) implementiert werden konnte. Die Konstante der GARCH-Gleichung, die Koeffizienten der ARCH- und GARCH-Terme sowie deren z-Statistiken sind ebenfalls aus *Tabelle 1* zu entnehmen. Sowohl die AR-Spezifizierung als

Widerspruch ist letztlich nur mit der unzureichenden Trennschärfe zwischen stationären und nicht-stationären Zeitreihen bzw. mit der geringen Power der zur Verfügung stehenden Stationaritätstests zu erklären.

auch die GARCH-Modelle zeigen kaum Gemeinsamkeiten zwischen den einzelnen Ländern bzw. Zeitreihen. Es ist jedoch festzuhalten, dass die z-Werte der GARCH-Komponenten in der Mehrzahl hoch signifikant sind. Insofern scheint die Volatilität früherer Perioden von großer Bedeutung für die aktuelle Varianz zu sein.

Nach der Ermittlung der bedingten Varianzen für die einzelnen Zeitreihen können die Parameter zur Identifizierung der Wechselkursprämie im Rahmen eines Regressionsmodells mit OLS geschätzt werden. Der Modellbildungsprozess verläuft „from general to specific“.²³ Die Schätzung ist konsistent, wenn die bedingten Varianzen konsistent geschätzt wurden. Sie weist aber in jedem Fall zu niedrige Standardfehler der geschätzten Parameter auf und damit zu hohe t-Werte. Dieser Fehler 1. Art rührt daher, dass die Regressoren nicht gegeben sind, sondern zuvor geschätzt wurden.²⁴ Insofern besteht die Tendenz, die Nullhypothese, d.h. das Fehlen einer Risikoprämie, fälschlicherweise zu verwerfen. Folglich sind bei der Interpretation der Ergebnisse besonders strenge Maßstäbe an das Signifikanzniveau der Schätzung anzulegen. Die Ergebnisse der Regression sind in *Tabelle 2* zusammengefasst.

In allen untersuchten Volkswirtschaften bestehen Hinweise auf die Existenz einer Risikoprämie. Die Variablen des theoretischen Modells sind überwiegend signifikant und weisen das richtige Vorzeichen auf. Bedenken hinsichtlich des erwähnten Fehlers 1. Art, der impliziert, dass die tatsächlichen Schätzfehler höher sind als dargestellt, sind insofern auszuräumen, als dass die meisten Parameter auf dem 1% Niveau signifikant sind. Dies erscheint für eine empirische Überprüfung des Modells aussagekräftig genug.

Dessen ungeachtet bestehen systematische Unterschiede zwischen den einzelnen Variablen. So ist die Volatilität des Geldmengenwachstums sowohl für das Inland, aber auch für das Referenzland in allen Volkswirtschaften signifikant und weist das richtige Vorzeichen auf. Ebenfalls sehr aussagekräftig ist die Volatilität der Aktienmärkte. Die bedingten Varianzen der Aktienmarktindizes sind zwar teilweise nicht signifikant, signifikant falsche Vorzeichen sind jedoch in keinem Sample vorhanden. Dagegen kann der prognostizierte Beitrag der bedingten Varianz der Industrieproduktion nicht bestätigt

²³ Vergl. dazu Hendry (1995).

werden. In zwei Fällen wird sogar ein signifikant falsches Vorzeichen ausgewiesen (Tschechische Republik: inländische Industrieproduktion, Slowakei: ausländische Industrieproduktion).²⁵

Tabelle 2: Koeffizienten und t-Werte des Regressionsmodells zur Erklärung einer Risikoprämie auf den Devisenmärkten der mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften

	C	Var DMI	Var DME	Var DYI	Var DYE	Var DSI	Var DSE	R ²
Polen	-0.09 (-812.08)**	-220.84 (-3.94)**	3625.72 (5.77)**	-62.61 (-7.05)**	738.81 (6.05)**	5.21 (1.27)	27.42 (8.80)**	0.7
Tschechien	0,01 (12.43)**	-273.72 (-7.09)**	1640.15 (3.64)**	75.19 (10.30)**	-62.24 (-1.31)	-3.95 (-3.15)**	1.59 (0.75)	0.7
Slowakei	0.13 (78.30)**	-240.88 (-1.19)	1931.34 (3.00)**	-158.60 (-7.22)**	-774.11 (-11.10)**	-11.73 (-5.64)**	-1.54 (-0.64)	0.5
Ungarn	0.04 (5.11)**	-1022.73 (-10.17)**	2301.16 (10.86)**	-16.24 (-2.43)**	43.25 (2.18)*	-10.81 (-4.24)**	10.13 (6.30)**	0.6

* Variable ist signifikant auf dem 5% Niveau/ ** Variable ist signifikant auf dem 1% Niveau.

Darüber hinaus lassen sich auch deutliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern feststellen. Betrachtet man die Ergebnisse im Einzelnen, so ist festzuhalten, dass in Ungarn alle Variablen signifikant sind *und* das richtige Vorzeichen aufweisen. In Polen besitzen ebenfalls alle signifikanten Variablen das richtige Vorzeichen, wobei jedoch eine Variable nicht signifikant ist. Dagegen liegt sowohl in Tschechien als auch in der Slowakischen Republik jeweils ein signifikant falsches Vorzeichen vor.

Neben der Signifikanz der einzelnen Variablen ist auch von Interesse, inwieweit die Risikoprämie in der Lage ist, die vorhandenen Differenzen zwischen Termin- und Kassakursen zu erklären. Dieser Anteil variiert erheblich zwischen den untersuchten Volkswirtschaften. So können in Ungarn nur 20 Prozent, in Polen 30 Prozent, in Tschechien 40 Prozent und in der Slowakischen Republik bereits 50 Prozent der gesamten

²⁴ Vgl. Pagan (1984).

²⁵ Eine Erklärung könnte in der insgesamt geringen Volatilität dieser Variable und der Möglichkeit liegen, dass sie eine unzulängliche Proxy für die modelltheoretische adäquate, aber nur quartalsweise verfügbare Größe „Konsum“ ist, vgl. Alexius/Sellin (1999).

Abweichungen durch die Risikoprämie erklärt werden. Dies kann so interpretiert werden, dass die Tschechische und die Slowakische Republik, deren Integrationsdefizite zu einem höheren Anteil auf die Existenz einer Wechselkursprämie zurückzuführen sind, besser auf den Beitritt zum WKM II vorbereitet sind als dies bei Polen und Ungarn der Fall ist. Denn während die Wechselkursprämie mit effizienten Devisenmärkten vereinbar ist und überdies im Rahmen endogener Entwicklungen in Zusammenhang mit dem Beitritt zur EU erheblich reduziert werden dürfte, basiert die Segmentierung bei Polen und Ungarn in stärkerem Ausmaß auf Informations- und Transaktionskosten, nicht-rationalen Erwartungen und sonstigen nicht genauer zu bestimmenden Marktineffizienzen. Die graphische Betrachtung in Kapitel 4.1. hatte darüber hinaus bereits darauf hingewiesen, dass diese beiden Volkswirtschaften auch die vergleichsweise größeren Abweichungen von der spekulativen Effizienz aufweisen.

Zusätzlich zu den bedingten Varianzen wurden auch AR-Terme in die Regressionsgleichung aufgenommen.²⁶ Sie reflektieren Anpassungsprozesse an ein längerfristiges Gleichgewicht und können folglich als Indiz für eine verzögerte Informationsverarbeitung bzw. Ineffizienz der Märkte interpretiert werden. Durch die dynamische Modellierung kann die Güte der Schätzung verbessert werden. In Polen erhöhte sich das R^2 von 0,3 auf 0,7, in der Tschechischen Republik von 0,4 auf 0,7 und in Ungarn von 0,2 auf 0,6. Lediglich für die Slowakische Republik konnte auf die Einbeziehung von AR-Termen verzichtet werden, was wiederum die im Vergleich hohe Effizienz ihrer Devisenmärkte bestätigt. Dagegen sind die Anpassungsprozesse in Tschechien, Polen und Ungarn weitaus ausgeprägter und weisen einen größeren Einfluss auf die Segmentierung der Märkte auf.

Weiterhin ist zu erkennen, dass bei allen untersuchten Volkswirtschaften die Konstante der Regressionsgleichung äußerst signifikant ist. Sie kann weitere Verzerrungen auf den Devisenmärkten repräsentieren oder aber darauf hinweisen, dass neben einer zeitvariablen auch eine zeitunabhängige Komponente der Risikoprämie besteht, die durch das verwendete Wechselkursmodell nicht erklärt werden kann.

²⁶ Die Residuen sind seriell unkorreliert und stehen für Erwartungsfehler, die auch bei rationalen Erwartungen auftreten. Für alle Länder wurde eine deutliche Heteroskedastizität der Residuen nachgewiesen und durch einen GARCH (1,1)-Prozess modelliert.

5 Fazit

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Devisenmärkte der mittel- und osteuropäischen Beitrittskandidaten international noch nicht vollständig integriert sind. Der fehlende Nachweis einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen Swapsätzen und tatsächlicher Wechselkursentwicklung ist darüber hinaus ein deutliches Indiz für systematische Verletzungen des „Gesetzes des einheitlichen Preises“ und weist auf Integrationsdefizite der Beitrittskandidaten im Vergleich zu den Mitgliedern des Europäischen Währungssystems in den neunziger Jahren hin.

Systematische Erwartungsfehler, die durch das Peso-Problem oder die Existenz spekulativer Blasen auftreten können, bieten in den betrachteten Fällen keine zufrieden stellende Erklärung für die beobachteten Diskrepanzen. Dennoch ist die Verletzung der spekulativen Effizienz nicht zwangsläufig Ausdruck unvollkommener Märkte. Vielmehr gibt es Anzeichen dafür, dass die noch bestehende Segmentierung in allen vier Ländern teilweise auch auf zeitvariable Wechselkursprämien zurückzuführen sind, die mit einer effizienten Preisbildung auf den Devisenmärkten durchaus vereinbar sind. Jedoch scheint die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht nach einer Störung nicht sofort zu erfolgen, sondern nimmt – außer in der Slowakischen Republik - einige Zeit in Anspruch, was auf mögliche weitere Informationskosten schließen lässt. Hinzu kommt bei allen Ländern eine konstante, zeitunabhängige Komponente, die einer vollständigen Anpassung der erwarteten Renditen im In- und Ausland nachhaltig entgegensteht. Sie deutet auf weitere Verzerrungen oder aber auf einen festen Bestandteil der Wechselkursprämie hin, der nicht durch die im Modell vertretenen Variablen erklärt werden kann.

Die Segmentierung der Devisenmärkte, insbesondere soweit sie nicht endogen durch eine Konkretisierung der Beitrittserwartungen abgebaut wird, dürfte die Koordinierung der nationalen Geld- und Währungspolitiken innerhalb des WKM II erschweren. Darüber hinaus erhöht sie die Unsicherheiten bei der Festlegung des Leitkurses gegenüber dem Euro. Mit Blick auf die Teilnahme der Beitrittsländer am WKM II erscheint ein weiterer Abbau der Transaktions- und Informationskosten auf den mittel- und osteuropäischen Devisenmärkten sowie eine verbesserte Informationsverarbeitung der Märkte daher überaus wünschenswert.

A Anhang

A.1 Datenquellen

Geldmarktsätze, 3 Monate	
alle Länder	Periodenende, Datastream (IR)
Devisenkassakurse	
Slowakische Republik, Tschechische Republik, Ungarn	Periodenende, Datastream (WMR)
Polen	Bloomberg
Devisenterminkurse, 3 Monate	
Slowakische Republik, Tschechische Republik, Ungarn	Periodenende, Datastream (WMR)
Polen	Bloomberg

A.2 Modellierung der Wechselkursprämie in Anlehnung an Lucas (1982)

Zwei Länder, Großbritannien (Land 1) und die USA (Land 2) verfügen jeweils über ein Güterbündel (x_1 bzw. x_2). Die Kaufkraft des £, gemessen in x_1 , beträgt

$$(A1a) \quad \Pi_1 = 1/P_1,$$

die Kaufkraft des US-\$, gemessen in x_1 beträgt

$$(A1b) \quad \Pi_2 = E/P_1,$$

mit Π_i = Kaufkraft der Währung von Land i , P_i = Preisniveau in Land i , E = Wechselkurs [£/\$].

Die Terms of Trade der USA sind gegeben durch

$$(A2) \quad \text{TOT} = \frac{E \cdot P_2}{P_1} = \frac{u'(x_2)}{u'(x_1)}.$$

mit $u'(x_i)$ = Grenznutzen von x_i .

Bei einem cash in advance Ansatz und vollständiger Räumung der Gütermärkte gilt:

$$(A3a) \quad \Pi_1 = \frac{x_1}{M_1} \quad \text{und} \quad (3b) \quad \Pi_2 = \frac{\text{TOT} \cdot x_2}{M_2}$$

mit M_i = Geldmenge in Land i .

Der Wechselkurs wird durch die Kaufkraftparität auf den Gütermärkten bestimmt:

$$(A4) \quad E = \frac{\Pi_2}{\Pi_1} = \frac{\text{TOT} \cdot x_2 / M_2}{x_1 / M_1} = \frac{u'(x_2)}{u'(x_1)} \cdot \frac{x_2 / M_2}{x_1 / M_1}$$

Der Terminkurs wird durch die gedeckte Zinsparität determiniert:

$$(A5) \quad E^T = E \cdot \frac{1 + i_1}{1 + i_2}$$

Die Zinssätze ergeben sich aus der Optimierung der intertemporalen Konsumfunktion. W_t sei das Vermögen eines repräsentativen Konsumenten in Großbritannien, gemessen in x_1 . Einen Teil davon kann er in der laufenden Periode konsumieren. Den Rest legt er zum Zinssatz i an und verwendet ihn für seinen Konsum in der zweiten Periode.

$$(A6) \quad L = \mathbb{E} \left[U(X_t, X_{t+1}) + \lambda \left\{ W_t - X_t - \frac{X_{t+1}}{1 + i_1} \frac{\Pi_{1,t}}{\Pi_{1,t+1}} \right\} \right]$$

mit $\mathbb{E}[\dots]$ = Erwartungsoperator, $X_t = x_{1t} + \text{TOT}_t \cdot x_{2t}$ = Konsum gemessen in Einheiten von x_1 .

Maximieren nach $x_{1,t}$ und $x_{1,t+1}$ führt zu:

$$(A7) \quad \frac{1}{1 + i_1} = \mathbb{E} \left[\frac{\beta \cdot u'(x_{1,t+1})}{u'(x_{1,t})} \cdot \frac{\Pi_{1,t+1}}{\Pi_{1,t}} \right]$$

mit $U(X_t, X_{t+1}) = u(X_t) + \beta \cdot u(X_{t+1})$.

Unter Berücksichtigung von (A3a) erhält man:

$$(A8) \quad \frac{1}{1 + i_1} = \mathbb{E} \left[\frac{\beta \cdot u'(x_{1,t+1})}{u'(x_{1,t})} \cdot \frac{x_{1,t+1} / M_{1,t+1}}{x_{1,t} / M_{1,t}} \right]$$

Einsetzen von (A8) und des analogen Ausdrucks für $1 + i_2$ in Gleichung (A5) ergibt:

$$(A9) \quad E_t^T = E_t \frac{\frac{\beta \cdot u'(x_{2,t+1})}{u'(x_{2,t})} \cdot \frac{x_{2,t+1}/M_{2,t+1}}{x_{2,t}/M_{2,t}}}{\frac{\beta \cdot u'(x_{1,t+1})}{u'(x_{1,t})} \cdot \frac{x_{1,t+1}/M_{1,t+1}}{x_{1,t}/M_{1,t}}}$$

Die Nutzenfunktion wird wie folgt spezifiziert:²⁷

$$(A10) \quad u(x_1, x_2) = \left[\frac{1}{1-\gamma} \right] x_1^{1-\gamma} + \left[\frac{1}{1-\delta} \right] x_2^{1-\delta}$$

Bei Verwendung von dieser Nutzenfunktion wird (A9) zu

$$(A11) \quad E_t^T = E_t \frac{\left[\beta \frac{x_{2,t+1}^{1-\delta}}{x_{2,t}^{1-\delta}} \cdot \frac{M_{2,t}}{M_{2,t+1}} \right]}{\left[\beta \frac{x_{1,t+1}^{1-\gamma}}{x_{1,t}^{1-\gamma}} \cdot \frac{M_{1,t}}{M_{1,t+1}} \right]}$$

Sind die Wachstumsraten der Zufallsvariablen x_1 , x_2 , M_1 und M_2 normal verteilt, dann kann (A11) in logarithmierter Form geschrieben werden als:²⁸

$$(A12) \quad e_t^T = e_t + (1-\delta) \in [\hat{x}_2] - \in [\hat{M}_2] - (1-\gamma) \in [\hat{x}_1] + \in [\hat{M}_1] \\ + \frac{1}{2} (1-\delta)^2 h_{\hat{x}_2}^2 + \frac{1}{2} h_{\hat{M}_2}^2 - \frac{1}{2} (1-\gamma)^2 h_{\hat{x}_1}^2 - \frac{1}{2} h_{\hat{M}_1}^2$$

mit h_i = bedingte Varianz der Variable i .

Durch Einsetzen von (A10) in (A4) erhält man den für $t+1$ erwarteten Kassakurs. In logarithmierter Form beträgt er:

$$(A13) \quad \in [e_{t+1}] = e_t + (1-\delta) \in [\hat{x}_2] - \in [\hat{M}_2] - (1-\gamma) \in [\hat{x}_1] + \in [\hat{M}_1]$$

Damit ist die Prämie für das Wechselkursrisiko gegeben durch:

²⁷ Diese Nutzenfunktion wird z.B. auch von Hodrick (1989) benutzt und impliziert eine konstante relative Risikoaversion (γ für Gut x_1 und δ für Gut x_2).

²⁸ Ist \hat{x} normalverteilt, so ist x_{t+1}/x_t log-normal verteilt. Für eine log-normalverteilte Zufallsvariable (z) (gilt: $\in [e^{\ln z}] = e^{\in [\ln z] + 1/2\sigma_z^2}$).

$$(A14) \quad E[e_{t+1}] - e_t^T = \frac{1}{2}(1-\gamma)^2 h_{\hat{x}1}^2 + \frac{1}{2} h_{\hat{M}1}^2 - \frac{1}{2}(1-\delta)^2 h_{\hat{x}2}^2 - \frac{1}{2} h_{\hat{M}2}^2$$

Die Risikoprämie, die für das Halten von Fremdwährungsaktiva gefordert wird, hängt also von den bedingten Varianzen der einheimischen und ausländischen Variablen ab. Ein Anstieg der Volatilität im Inland erhöht die erwartete Kaufkraft der Inlandswährung ($1/P_i$). Entsprechend muss die Renditeerwartung der ausländischen Anlage steigen, um die Investoren zu kompensieren. Dieser Effekt wird allerdings durch die Risikoaversion der Marktteilnehmer (γ und δ als Maße der konstanten relativen Risikoaversion) teilweise kompensiert.

Jiang/Chiang (2000) berücksichtigen nun analog zu der Volatilität der Entwicklung in der Konsumgüterausstattung explizit auch die Volatilität der Vermögensentwicklung. Dies geschieht dadurch, dass die Autoren die Volatilität der Aktienmärkte, die eine hohe Korrelation mit den Devisenmärkten aufweisen, als zusätzlichen Bestandteil der Wechselkursprämie in das Modell aufnehmen. Für die Differenz zwischen erwartetem Wechselkurs und Terminkurs ergibt sich in reduzierter Form:

$$(A15) \quad E[e_{t+1}] - e_t^T = \frac{1}{2}(1-\gamma)^2 h_{\hat{x}1}^2 + \frac{1}{2} h_{\hat{M}1}^2 + \frac{1}{2} \kappa_1 h_{\hat{K}1}^2 - \frac{1}{2}(1-\delta)^2 h_{\hat{x}2}^2 - \frac{1}{2} h_{\hat{M}2}^2 - \frac{1}{2} \kappa_2 h_{\hat{K}2}^2$$

mit κ_1 , κ_2 als zu schätzende Parameter für den Einfluss der Aktienmarktvolatilität auf die Wechselkursprämie.

6 Literaturverzeichnis

- Abberger, K. (1997), Volatilitätsmessung in Finanzmarktdaten durch bedingte Quantile, *ifo Studien*, 451-465.
- Adam, K. / Jappelli, T. / Menichini, A. / Padula, M. / Pagano, M. (2002), Study to Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union, European Commission, Internal Market Directorate General, Centre for Studies in Economics and Finance, (CSEF) ETD/2001/B5 - 3001/A/29, Brüssel.
- Alexius, A. / Sellin, P. (1999), A Latent Factor Model of European Exchange Risk Premia, *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 4, 217-227.
- Backus, D.K. / Gregory, A.W. / Telmer, C.I. (1993), Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency, *The Journal of Finance*, Vol. 48, 5, 1887-1907.
- Barnhart, S. / Szakmary, A.C. (1991), Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-integration, and Stochastic Coefficients, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 26, 245-267.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 307-327.
- Boothe, P. M. / Longworth, D. J. (1986), Foreign Exchange Market Efficiency Tests: Implications of Recent Empirical Findings, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, 2, 135-149.
- Box, George E.P. / Jenkins, G.M. (1976), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- Bruns, H.-G. / Meyer-Bullerdieck (1996), *Professionelles Portfolio Management*, Stuttgart.
- Buch, C. / Döpke, J. (2000), Real and Financial Integration in Europe: Evidence for the Accession States and the Pre-Ins, *Aussenwirtschaft* 55, 3, 371-402.
- Cheung, Y. (1993), Exchange Risk Premiums, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, 182-194.

- Chiang, T.C. (1991), International Asset Pricing and Equity Market Risk, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, 349-364.
- Cumby, R. E. / Obstfeld, M. (1981), A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rate Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis, *Journal of Finance*, Vol. 36, 697-704.
- Deutsche Bundesbank (1998), Finanzmarktpreise als geldpolitische Indikatoren, Monatsbericht Juli 1998, Frankfurt a.M., 51-69.
- Domowitz, I. / Hakkio, G.S. (1985), Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Economics*, Vol. 19, 47-66.
- Dumas, B. (1993), Partial vs. General Equilibrium Models of the International Capital Market, NBER Working Paper No. 4446, Cambridge Mass.
- Engel, C. (1996), The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: a Survey of Recent Evidence, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, 123-192.
- Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, 987-1008.
- Evans, M.D.D. (1996), Peso Problems: their Theoretical and Empirical Implications, Maddala, G.S. / Rao, C.R. (eds), *Statistical Methods in Finance*, Amsterdam, 613-646.
- Fischer, C. (2002), Real Currency Appreciation in Accession Countries: Balassa-Samuelson and Investment Demand, Deutsche Bundesbank Diskussionspapier 19/02, Frankfurt a.M.
- Frankel, J.A. / Rose, A. (1995), Empirical Research on Nominal Exchange Rates, Grossmann, G.M. / Rogoff, K. (eds), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Amsterdam, 1689-1729.
- Frankel, J.A. / McArthur, A.T. (1988), Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries, *European Economic Review*, Vol. 32, 1038-1121.
- Fratzscher, M. (2001), Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets, EZB Working Paper No. 48, Frankfurt a.M.

- Frömmel, M. (2002), Volatilitätsmaße für Finanzmarktreihen, WiSt Heft 8, August 2002, 461-465.
- Froot, J.A. / Frankel, J.A. (1989), Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?, Quarterly Journal of Economics, Vol. 104, 139-161.
- Goldstein, M. / Mussa, M. (1993), The Integration of World Capital Markets, IMF Working Paper 93/95, Washington D.C.
- Hakkio, G.S. / Rush, M. (1989), Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets, Journal of International Money and Finance, Vol. 8, 75-88.
- Hendry, D. F. (1995), Dynamic Econometrics, Oxford University Press, New York.
- Herrmann, S. / Jochem, A. (2003), Die internationale Integration der Geldmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Abweichungen von der gedeckten Zinsparität, Kapitalverkehrskontrollen und Ineffizienzen des Finanzsektors, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier Nr. 07/03, Frankfurt a.M.
- Hodrick, R.J. (1989), Risk, Uncertainty, and Exchange Rates, Journal of Monetary Economics, Vol. 23, 433-459.
- Hodrick, R.J. / Srivastava, S. (1986), The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Rates, Journal of International Money and Finance, Vol. 5 (supplement), 5-21.
- J.P.Morgan (1998), Government Bond Outlines, 11.ed., New York.
- Jandura, D. (2000), Integration internationaler Finanzmärkte - Definitionen, Messkonzepte, empirische Analysen, Bad Soden.
- Jiang, C. / Chiang, T.C. (2000), Do Foreign Exchange Risk Premiums Relate to the Volatility in the Foreign Exchange and Equity Markets?, Applied Financial Economics, Vol. 10, 95-104.

- Kaminsky, G. / Peruga, R. (1990), Can a Time-Varying Risk Premium Explain Excess Returns in the Forward Market for Foreign Exchange?, *Journal of International Economics*, Vol. 28, 47-70.
- Kearney, C. (1996), International Financial Integration - Measurement and Policy Implications, *Journal of the Asia Pacific Economy*, Vol. 1, 3, 347-364.
- Lemmen, J.J.G. (1998), *Integrating Financial Markets in the European Union*, Cheltenham / Northampton, MA.
- Lemmen, J.J.G. / Eijffinger, S.C.W. (1996), The Price Approach to Financial Integration: Decomposing European Money Market Interest Rate Differentials, *Kredit und Kapital*, Vol. 29, 2, 189-223.
- Lucas, R.E. (1982), Interest rates and Currency Prices in a Two-Country World, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, 335-359.
- Luintel, K.B. / Paudyal, K. (1998), Common Stochastic Trends between Forward and Spot Exchange Rates, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, 279-297.
- Marston, R.C. (1995), *International Financial Integration - A Study of Interest Differentials between the Major Industrial Countries*, Cambridge.
- McCulloch, J.H. (1975), Operational Aspects of the Siegel Paradox, *Journal of Economics*, Vol. 89 (1), 170-72.
- Naka, A. / Whitney, G. (1995), The Unbiased Forward Rate Hypothesis Re-examined, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, 857-867.
- Nieuwland, F.G.M.C. / Verschoor, W.F.C. / Wolff, C.C.P. (2000), Exchange Risk Premia in the European Monetary System, *Applied Financial Economics*, Vol. 10, 351-360.
- Norbin, S.C. / Reffett, K.L. (1996), Exogeneity and Forward Rate Unbiasedness, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, 267-274.
- Obstfeld, M. (1986), Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement in the National Bureau Method, Brunner, K. / Meltzer A.H. (eds), *The National Bureau Method*, International Capital Mobility and other Essays, Amsterdam, 55-103.

- Pagan, A. (1984), Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review*, Vol. 25, 1, 221-247.
- Reininger, T. / Schardax, F. / Summer, M. (2001), The Financial System in the Czech Republic, Hungary and Poland after the First Decade of Transition, *Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank*, Diskussionspapier 16/01, Frankfurt a.M.
- Scitovsky, T. (1969), *Money and the Balance of Payments*, London.
- Shepherd, W.F. (1994), *International Financial Integration - History, Theory and Applications in OECD Countries*, Aldershot u.a.
- Siegel, Jeremy J. (1972), Risk, Interest Rates and the Forward Exchange, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 86, 303-309.
- Sosvilla-Rivero, S. / Park, Y.B. (1992), Further Tests on the Forward Exchange Rate Unbiasedness Hypothesis, *Economics Letters*, 325-331.
- Tease, W. et al. (1991), Real Interest Rate Trends, the Influence of Saving, Investment and Other Factors, *OECD Economic Studies*, No. 17, Paris.
- Wolff, C.C.P. (1987), Forward Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia: A Signal Extraction Approach, *Journal of Finance*, Vol. 42, 395-406.

In der vorliegenden Schriftenreihe seit 2002 erschienen:

Januar	2002	Rent indices for housing in West Germany 1985 to 1998 *)	Johannes Hoffmann Claudia Kurz
Januar	2002	Short-Term Capital, Economic Transformation, and EU Accession *)	Claudia M. Buch Lusine Lusinyan
Januar	2002	Fiscal Foundation of Convergence to European Union in Pre-Accession Transition Countries *)	László Halpern Judit Neményi
Januar	2002	Testing for Competition Among German Banks *)	Hannah S. Hempell
Januar	2002	The stable long-run CAPM and the cross-section of expected returns *)	Jeong-Ryeol Kim
Februar	2002	Pitfalls in the European Enlargement Process – Financial Instability and Real Divergence *)	Helmut Wagner
Februar	2002	The Empirical Performance of Option Based Densities of Foreign Exchange *)	Ben R. Craig Joachim G. Keller
Februar	2002	Evaluating Density Forecasts with an Application to Stock Market Returns *)	Gabriela de Raaij Burkhard Raunig
Februar	2002	Estimating Bilateral Exposures in the German Interbank Market: Is there a Danger of Contagion? *)	Christian Upper Andreas Worms
März	2002	Zur langfristigen Tragfähigkeit der öffentlichen Haushalte in Deutschland – eine Analyse anhand der Generationenbilanzierung	Bernhard Manzke

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

März	2002	The pass-through from market interest rates to bank lending rates in Germany *)	Mark A. Weth
April	2002	Dependencies between European stock markets when price changes are unusually large *)	Sebastian T. Schich
Mai	2002	Analysing Divisia Aggregates for the Euro Area *)	Hans-Eggert Reimers
Mai	2002	Price rigidity, the mark-up and the dynamics of the current account *)	Giovanni Lombardo
Juni	2002	An Examination of the Relationship Between Firm Size, Growth, and Liquidity in the Neuer Markt *)	Julie Ann Elston
Juni	2002	Monetary Transmission in the New Economy: Accelerated Depreciation, Transmission Channels and the Speed of Adjustment *)	Ulf von Kalckreuth Jürgen Schröder
Juni	2002	Central Bank Intervention and Exchange Rate Expectations – Evidence from the Daily DM/US-Dollar Exchange Rate *)	Stefan Reitz
Juni	2002	Monetäre Indikatoren und geldpolitische Regeln im P-Stern-Modell	Karl-Heinz Tödter
Juli	2002	Real currency appreciation in accession countries: Balassa-Samuelson and investment demand *)	Christoph Fischer
August	2002	The Eurosystem's Standing Facilities in a General Equilibrium Model of the European Interbank Market *)	Jens Tapking

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	2002	Imperfect Competition, Monetary Policy and Welfare in a Currency Area *)	Giovanni Lombardo
August	2002	Monetary and fiscal policy rules in a model with capital accumulation and potentially non-superneutral money *)	Leopold von Thadden
September	2002	Dynamic Q-investment functions for Germany using panel balance sheet data and a new algorithm for the capital stock at replacement values *)	Andreas Behr Egon Bellgardt
Oktober	2002	Tail Wags Dog? Time-Varying Information Shares in the Bund Market *)	Christian Upper Thomas Werner
Oktober	2002	Time Variation in the Tail Behaviour of Bund Futures Returns *)	Thomas Werner Christian Upper
November	2002	Bootstrapping Autoregressions with Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form *)	Sílvia Gonçalves Lutz Kilian
November	2002	Cost-Push Shocks and Monetary Policy in Open Economies *)	Alan Sutherland
November	2002	Further Evidence On The Relationship Between Firm Investment And Financial Status *)	Robert S. Chirinko Ulf von Kalckreuth
November	2002	Genetic Learning as an Explanation of Stylized Facts of Foreign Exchange Markets *)	Thomas Lux Sascha Schornstein
Dezember	2002	Wechselkurszielzonen, wirtschaftlicher Aufholprozess und endogene Realignmenttrisiken	Karin Radeck

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Dezember	2002	Optimal factor taxation under wage bargaining – a dynamic perspective *)	Erkki Koskela Leopold von Thadden
Januar	2003	Testing mean-variance efficiency in CAPM with possibly non-gaussian errors: an exact simulation-based approach *)	Marie-Claude Beaulieu Jean-Marie Dufour Lynda Khalaf
Januar	2003	Finite-sample distributions of self-normalized sums *)	Jeong-Ryeol Kim
Januar	2003	The stock return-inflation puzzle and the asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity *)	Jeong-Ryeol Kim
Februar	2003	Multiple equilibrium overnight rates in a dynamic interbank market game *)	Jens Tapking
Februar	2003	A comparison of dynamic panel data estimators: Monte Carlo evidence and an application to the investment function *)	Andreas Behr
März	2003	A Vectorautoregressive Investment Model (VIM) And Monetary Policy Transmission: Panel Evidence From German Firms *)	Joerg Breitung Robert S. Chirinko Ulf von Kalckreuth
März	2003	Die internationale Integration der Geldmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Abweichungen von der gedeckten Zinsparität, Kapitalverkehrskontrollen und Ineffizienzen des Finanzsektors	Sabine Herrmann Axel Jochem
März	2003	Die internationale Integration der Devisenmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Spekulative Effizienz, Transaktionskosten und Wechselkursprämien	Sabine Herrmann Axel Jochem

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Aufenthalt als Gastforscher bei der Deutschen Bundesbank

Die Bundesbank bietet Gastforschern die Möglichkeit eines Aufenthalts im volkswirtschaftlichen Forschungszentrum. Dabei ist in erster Linie an Professoren und Habilitanden auf dem Gebiet der Volkswirtschaftslehre gedacht. Der Aufenthalt im Forschungszentrum soll dazu dienen ein Forschungsprojekt aus den Feldern Makroökonomie, monetäre Ökonomie, Finanzmärkte oder internationale Beziehungen zu bearbeiten. Ein Forschungsaufenthalt kann zwischen drei und sechs Monate dauern. Die Bezahlung richtet sich nach den Erfahrungen des Gastforschers.

Bewerber werden gebeten, einen Lebenslauf, neuere Forschungsarbeiten, Empfehlungsschreiben und einen Projektvorschlag zu senden an:

Deutsche Bundesbank
Personalabteilung
Wilhelm-Epstein-Str. 14

60431 Frankfurt

