



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

Diskussionspapier 07/03  
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 3-935821-50-6

## **Zusammenfassung**

Basierend auf dem Konzept der gedeckten Zinsparität wird gezeigt, dass die Geldmärkte in Polen, der Tschechischen Republik, Ungarn und der Slowakei inzwischen einen hohen Grad an internationaler Integration mit dem Euro-Raum aufweisen. Die Integration hat sich im Untersuchungszeitraum von 1999 bis Mitte 2002 kontinuierlich verstärkt. Für die noch zu beobachtende Segmentierung sind sowohl Beschränkungen des kurzfristigen Kapitalverkehrs als auch die geringe Entwicklung der Finanzsektoren in den Beitrittsländern verantwortlich. Während Kapitalverkehrskontrollen inzwischen fast vollständig abgebaut sind und nach einem EU-Beitritt keine Rolle mehr spielen werden, könnte innerhalb des Eurosystems die Implementierung und Transmission der gemeinsamen Geldpolitik beeinträchtigt werden, wenn die Finanzsektoren in Mittel- und Osteuropa noch unterentwickelt sind.

## **Summary**

Based on the concept of covered interest parity it is shown that the money markets in Poland, the Czech Republic, Hungary, and the Slovak Republic meanwhile display a high degree of international integration with the euro area. Integration has strengthened continuously in the review period of 1999 to mid 2002. The segmentation that could still be observed stems from both restrictions on the short-term movement of capital and the limited development of the financial sectors in the four accession countries. While almost all capital controls have since been removed and will no longer play a role after accession to the EU, the implementation and transmission of the single monetary policy within the Eurosystem will possibly be impeded, if the financial sectors in CEE are then still underdeveloped.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	1
<b>2</b>	<b>Zur Struktur der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte</b>	2
<b>3</b>	<b>Die gedeckte Zinsparität als Maß für die Integration der Geldmärkte</b>	5
<b>4</b>	<b>Die Geltung der gedeckten Zinsparität in Mittel- und Osteuropa</b>	8
<b>5</b>	<b>Ursachen einer unvollständigen Integration der Geldmärkte in Mittel- und Osteuropa</b>	11
5.1	Eine graphische Betrachtung	11
5.2	Eine ökonometrische Untersuchung	14
<b>6</b>	<b>Fazit</b>	19
<b>7</b>	<b>Anhang: Datenquellen</b>	20
<b>8</b>	<b>Literaturverzeichnis</b>	21

# **Tabellen- und Schaubildverzeichnis**

## **Tabellen**

1. Kennziffern der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte (in %)	3
2. Gedeckte Zinsparität in mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften	10
3. FGLS-Schätzung von Finanzmarktgrößen zur Erklärung absoluter Abweichungen von der gedeckten Zinsparität in Mittel- und Osteuropa	17

## **Schaubild**

1. Abweichungen von der gedeckten Zinsparität	11
---	----

# **Die internationale Integration der Geldmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Abweichungen von der gedeckten Zinsparität, Kapitalverkehrskontrollen und Ineffizienzen des Finanzsektors\*)**

## **1 Einleitung**

Das vorliegende Papier ist Teil eines Forschungsprojekts zur internationalen Finanzmarktintegration der mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften. Eine enge wirtschaftliche Verflechtung der Beitrittskandidaten mit den Märkten der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion ist eine notwendige Voraussetzung für die erfolgreiche Erweiterung bzw. die Realisierung möglicher Effizienzgewinne, die sich aus dem Binnenmarkt und einer gemeinsamen Währung ergeben. Dies berücksichtigen zum einen bereits die Kopenhagener Kriterien für die Mitgliedschaft in der EU.<sup>1</sup> Darüber hinaus verlangt Art. 121 Abs. 1 EG ausdrücklich, dass im Rahmen der Konvergenzprüfungen für die Mitgliedschaft im Eurosystem „[d]ie Berichte der Kommission und der EZB auch ... die Ergebnisse bei der *Integration der Märkte...*“ berücksichtigen.

Bisherige empirische Untersuchungen zur Einbindung der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte in die Weltwirtschaft beschäftigen sich überwiegend mit der Integration der Aktienmärkte. Gilmore/McManus (2002) kommen zu dem Ergebnis, dass die Aktienmärkte dreier führender Transformationsländer nur schwach mit den Kursindizes der USA korrelieren. Demgegenüber finden Jochum/Kirchgässner/Platek (1999), Linne (1999) sowie Rockinger/Urga (2000) zumindest Anzeichen für eine zunehmende Integration im Verlauf der neunziger Jahre. Die Notwendigkeit leistungsfähiger Zahlungssysteme sowie einer effizienten Implementierung und homogenen Transmission der gemeinsamen Geldpolitik innerhalb der EWU legt es jedoch nahe, neben den Kapitalmärkten auch die Geld- und Devisenmärkte zu berücksichtigen.<sup>2</sup> Während gegenwärtig noch in allen Beitrittsländern der Wechselkurskanal den Transmissionsmechanismus der Geldpolitik dominiert,

---

\* Für wertvolle Hinweise danken wir Zsolt Darvas, Jörg Döpke, Jens Hölscher, Jörg Breitung sowie den Teilnehmern des Freitagseminars der Deutschen Bundesbank.

<sup>1</sup> Der Europäische Rat von Kopenhagen formulierte 1993 als Voraussetzung für die Mitgliedschaft in der EU neben der Erfüllung politischer Kriterien die Forderung nach „einer funktionsfähigen Marktwirtschaft sowie der Fähigkeit, dem Wettbewerbsdruck und den Marktkräften innerhalb der Union standzuhalten“ (wirtschaftliches Kriterium). Darüber hinaus setzt die Mitgliedschaft auch die Übernahme des gemeinsamen Besitzstandes (Aquis Communautaire) voraus, was eine vollständige Liberalisierung des Kapitalverkehrs impliziert.

<sup>2</sup> Vergl. Hölscher (2002).

wird auf mittlere Sicht dem Zinskanal eine wachsende Bedeutung zukommen.<sup>3</sup> Die Wirksamkeit der Geldpolitik insbesondere innerhalb einer Währungsunion steht und fällt folglich mit der Effizienz und Integration der nationalen Geldmärkte.

*Abschnitt 2* dieses Papiers bietet zunächst eine Übersicht über die Charakteristika der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte bzw. verdeutlicht grundlegende strukturelle Unterschiede im Vergleich zur EU. Anschließend wird in *Abschnitt 3* das Konzept der gedeckten Zinsparität zur Messung von Geldmarktintegration vorgestellt. *Abschnitt 4* untersucht die Integration der Geldmärkte zwischen vier ausgewählten Beitrittskandidaten (Polen, Ungarn, Tschechische Republik, Slowakische Republik) und der Europäischen Währungsunion. In *Abschnitt 5* wird im Rahmen einer graphischen und ökonometrischen Analyse der Frage nachgegangen, inwieweit Transaktionskosten - hervorgerufen durch Beschränkungen des Kapitalverkehrs oder den ungenügenden Entwicklungsstand des heimischen Finanzsektors - für beobachtete Abweichungen von der gedeckten Zinsparität verantwortlich gemacht werden können. Das abschließende Fazit in *Abschnitt 6* fasst die erzielten Ergebnisse zusammen und zieht Schlussfolgerungen für den weiteren Verlauf des Erweiterungsprozesses der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion.

## **2 Zur Struktur der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte**

Die Finanzmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern sind - gemessen an dem Verhältnis der konsolidierten Aktiva der Geschäftsbanken zum BIP oder dem Grad der Marktkapitalisierung der einheimischen Unternehmen - noch deutlich unterentwickelt und weisen gegenüber den Referenzmärkten in der Europäischen Währungsunion einen erheblichen Nachholbedarf auf (vgl. *Tabelle 1*). Diese beiden Kennziffern liegen im ungewichteten Mittel der Beitrittsländer bei lediglich einem Viertel bzw. einem Fünftel der entsprechenden Werte im Euroraum. Noch augenfälliger wird das Wachstumspotential der einheimischen Finanzmärkte, wenn in Rechnung gestellt wird, dass auch die Wirtschaftsleistung pro Kopf - in Kaufkraftparitäten gemessen - lediglich 42 % des EU-Durchschnitts beträgt.<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup> Allerdings wird der Wechselkurskanal auf absehbare Zeit seine Vormachtstellung im Transmissionsmechanismus behalten. Mit der internationalen Integration der mittel- und osteuropäischen Devisenmärkte beschäftigt sich daher ein zweites Forschungspapier (Herrmann/Jochem 2003).

<sup>4</sup> Angaben nach Eurostat, New Cronos – Datenbank.



**Tabelle 1: Kennziffern der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte (in %)**

	Bankaktiva/ BIP	Marktkapitalisierung/ BIP	private Kredite/ Marktkapitalisierung	Interbank- einlagen/ Bilanz- summe	von privaten Eigentümern kontrollierte Bankaktiva/ gesamte Bankaktiva	von ausl. Eigentümern kontrollierte Bankaktiva/ gesamte Bankaktiva
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Bulgarien	38,6	3,8	5,2	7,4	80,0	74,0
Estland	67,8	28,0	5,0	13,2	100,0	97,5
Lettland	67,2	9,3	2,4	15,3	96,8	62,2
Litauen	28,9	12,0	7,1	10,7	86,9	83,9
Polen	53,8	14,0	1,7	7,4	75,8	68,4
Rumänien	25,5	2,8	0,5	5,5	57,9	55,0
Slowakei	90,4	22,3	4,3	8,6	95,0	81,0
Slowenien	87,1	30,0	2,8	10,6	59,4	5,7
Tschechien	96,7	16,0	2,0	13,8	96,2	90,1
Ungarn	61,2	19,2	3,7	7,3	91,0	65,5
MOE-10	61,7	15,7	3,5	10,0	83,9	68,3
Euroraum	242,8	72,0	1,9	21,0 <sup>1)</sup>	-	-

<sup>1)</sup> Einlagen von im Eurosystem ansässigen MFIs .

Quellen: Caviglia/Krause/Thimann (2002); Europäische Kommission (2002e); IWF, International Financial Statistics; Nationale Zentralbanken.

Die Finanzmärkte der Beitrittsländer sind stark bankenorientiert, was sich in einem vergleichsweise hohen Verhältnis von privater Kreditvergabe zur Marktkapitalisierung durch Aktien widerspiegelt. Hinzu kommen Direktkredite von ausländischen Finanzinstituten, die insbesondere in Polen und Ungarn eine nicht unerhebliche Rolle spielen.<sup>5</sup> Die untergeordnete Bedeutung der Aktienmärkte zeigt sich auch in der Konzentration auf wenige gelistete Unternehmen und einer entsprechend geringen Liquidität. So beträgt das jährliche Handelsvolumen in Polen, das über den größten

<sup>5</sup> Vgl. Wagner/Iakova (2001)

Aktienmarkt der Region verfügt, mit rund 60 % des gelisteten Aktienkapitals etwa ein Drittel der entsprechenden Umsatzkennziffer in Deutschland. Allerdings sind auch innerhalb der Europäischen Union erhebliche Unterschiede in der Entwicklung der nationalen Aktienmärkte zu verzeichnen und die Finanzmarktstrukturen der entwickelten Beitrittsländer sind denen einiger kleinerer EU-Mitglieder wie z.B. Irlands nicht unähnlich.

Trotz der ausgeprägten Bankenorientierung der mittel- und osteuropäischen Finanzsektoren spielen die Interbankeinlagen, die in den meisten Beitrittsländern das wichtigste Segment des Geldmarktes darstellen, noch eine untergeordnete Rolle. Im Mittel macht dieses kurzfristige Refinanzierungsinstrument nur 10 % des Gesamtkapitals der mittel- und osteuropäischen Kreditinstitute aus, das ist nur knapp die Hälfte seines Anteils innerhalb des Eurosystems. Allerdings sind die Umsätze im Interbankengeschäft während der vergangenen Jahre deutlich gestiegen, so dass von einer stetig zunehmenden Liquidität der Geldmärkte ausgegangen werden kann.

Bemerkenswerte Fortschritte konnten die meisten Kandidaten in den vergangenen Jahren bei der Privatisierung der Geschäftsbanken verzeichnen. In allen Ländern werden inzwischen mehr als die Hälfte der Bankaktiva von privaten Eigentümern kontrolliert. Besondere Würdigung verdient dabei die Rolle ausländischer Investoren. Mit Ausnahme Sloweniens, das den einheimischen Finanzsektor lange Zeit nach außen abschirmte und erst im Mai 2001 die Privatisierung der wichtigsten Finanzinstitute einleitete, verfolgten die Beitrittsländer konsequent die Strategie, ausländisches Know-how ins Land zu holen und umwarben gezielt Großbanken aus der Europäischen Union, die heute neun der zehn wichtigsten Investoren in diesem Sektor stellt.<sup>6</sup>

Insofern lassen sich zum einen erhebliche quantitative und strukturelle Unterschiede bzw. eine deutliche Rückständigkeit der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte erkennen. Zum anderen kann jedoch aus institutioneller Sicht bereits eine erhebliche Integration der mittel- und osteuropäischen Finanzmärkte in die Weltwirtschaft und insbesondere in die Europäische Union konstatiert werden. Für die praktische Durchführung der Geldpolitik ist neben dem ordnungspolitischen Umfeld aber auch das Verhalten der Anleger sowie das tatsächliche Funktionieren der Märkte von herausgehobener Bedeutung. Das gilt in besonderer Weise nach einem Beitritt zur Europäischen Währungsunion, in der die Wirkungsweise der geldpolitischen Impulse in entscheidendem Maße davon abhängt, wie stark die nationalen Geldmärkte innerhalb des Eurosystems integriert sind.

---

<sup>6</sup> Vgl. Caviglia/Krause/Thimann (2002), S. 28.

### 3 Die gedeckte Zinsparität als Maß für die Integration der Geldmärkte

Der Begriff „Finanzmarktintegration“ wird in der Literatur sehr unterschiedlich definiert.<sup>7</sup> Um Finanzmarktintegration im *weiteren Sinne* zu erreichen, genügt es, wenn alle Voraussetzungen für einen ungestörten Ablauf der Finanzmarkttransaktionen bzw. für das Funktionieren der Märkte erfüllt sind.<sup>8</sup> Diese Definition umfasst vor allem institutionelle Faktoren wie z.B. die Regulierung des einheimischen Finanzsektors, die Existenz von Kapitalverkehrskontrollen, Bilanzierungsvorschriften bzw. Steuersysteme sowie rechtliche Beschränkungen. Einheitliche Standards und die Abwesenheit künstlicher Barrieren allein garantieren aber noch keine tatsächliche Integration. Auch in einem weitgehend liberalisierten Umfeld können länderspezifische Risiken und andere Faktoren eine anhaltende Segmentierung der Finanzmärkte verursachen.

Eine präzisere Definition von Finanzmarktintegration sollte daher nicht nur die *notwendigen Voraussetzungen*, sondern auch die *hinreichenden Bedingungen* berücksichtigen. Finanzmarktintegration *im engeren Sinne* impliziert folglich nicht nur die Möglichkeit länderübergreifender Transaktionen, sondern erfordert vielmehr, dass auch die Bereitschaft der Anleger gegeben ist, derartige Transaktionen durchzuführen. Scitovsky (1969, S. 89) formulierte als einer der ersten eine solch umfassende Begriffsbestimmung: „*The perfect integration of asset markets means, ... that the assets must be transferable and the portfolio preferences of individual asset holders are regionally unbiased.*“

Nach Obstfeld (1986, S. 55 ff.) lassen sich zwei Klassen von Messkonzepten unterscheiden, die diese Definition von Finanzmarktintegration zu Grunde legen. Die erste Klasse setzt am *Volumen* der Transaktionen an, die zweite Klasse an der *Effizienz* der Märkte. Gegen die Verwendung mengenorientierter Messkonzepte sprechen in erster Linie methodische Schwächen.<sup>9</sup> Ein geringes Ausmaß internationaler Finanztransaktionen impliziert nicht automatisch eine Segmentierung der Märkte. Möglicherweise bestehen einfach keine Anreize für grenzüberschreitende Geschäfte, weil in- und ausländische Anlagen aus der Sicht des Investors äquivalent sind. Auf der anderen Seite kann eine im Zusammenhang mit Währungs- und Finanzkrisen einsetzende Kapitalflucht kaum als Indiz

---

<sup>7</sup> Für einen Überblick vgl. z.B. Adam et al. (2002), Jandura (2000), Shepherd (1994), Goldstein/Mussa (1993), Lemmen (1998) und Obstfeld (1986).

<sup>8</sup> Mit Finanzmarktintegration im *weiteren Sinne* befassen sich Galati/Tsatsaronis (2001), Adjaouté et al. (2000), Santillan/Bayle/Thygesen (2000), Europäische Kommission (1999/2001), Quinn (1997) u.a.

<sup>9</sup> Vgl. zu mengenorientierten Meßkonzepten Feldstein/Horioka (1980), Penati/Dooley (1983), Obstfeld (1986), Murphy (1984), Tesar (1991), Bodman (1994), Otto/Wirjanto (1989), Frankel (1985), Schmidt-Hebbel/Servén/Solimano (1996), Obstfeld (1994), Bayoumi/McDonald (1995), Sorensen/Yosha (1997) u.a.

für ein hohes Ausmaß von Integration interpretiert werden.<sup>10</sup> Wichtiger als das tatsächliche Transaktionsvolumen ist daher - im Sinne der Theorie der bestreitbaren Märkte - der Wettbewerb auf den Finanzmärkten und die damit einhergehende Effizienz. Derartige Messkonzepte beruhen auf dem „Gesetz des einheitlichen Preises“.

Demnach führt eine vollständige Integration im Ergebnis zu einheitlichen Preisen, d.h. Aktiva mit vergleichbarem Risiko weisen unabhängig von dem Land, in dem sie gehandelt werden, dieselbe erwartete Rendite auf. Jede Preisdiskrepanz ist somit Ausdruck einer Segmentierung, die den Umfang der grenzüberschreitenden Transaktionen reduziert und folglich in einer Währungsunion die Wirksamkeit der Geldpolitik beeinträchtigt. Die Ursachen können jedoch unterschiedlicher Natur sein und sind entsprechend auch unterschiedlich zu bewerten. So spiegeln Risikoprämien die Präferenzen der Marktteilnehmer wider und stehen daher nicht im Widerspruch zur Existenz vollkommener Märkte. Alle anderen Gründe für bestehende Integrationsmängel, wie z.B. Kapitalverkehrskontrollen oder die Ausübung von Marktmacht, stellen Transaktionskosten dar, die einer effizienten Preisbildung entgegenstehen. Sie verhindern die optimale internationale Allokation des Faktors Kapital und sind deshalb als besonders problematisch zu betrachten.

Die *Zinsparitätentheorie* wendet das Gesetz des einheitlichen Preises auf festverzinsliche und homogene Finanztitel an.<sup>11</sup> Für die Frage nach der Integration der Geldmärkte ist die *gedeckte Zinsparität (CIP)* heranzuziehen, die besagt, dass der Ertrag eines inländischen Finanztitels dem Ertrag eines währungsgesicherten ausländischen Titels entspricht.<sup>12</sup> Die Zinsdifferenzen zwischen zwei Volkswirtschaften werden 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.

---

<sup>10</sup> Vergl. Deutsche Bundesbank (2001)

<sup>11</sup> Auf den Kapitalmärkten wird der Preisansatz im Rahmen des *Capital Asset Pricing Models* genutzt. Vergl. Bekaert/Campbell (2000), Dumas/Solnik (1995), Ferson/Harvey (1991), Hardouvelis/Malliaropoulos/Priestly (1999), Chen/Knez (1995), Ayuso/Blanco (1999).

<sup>12</sup> Alle Varianten der Zinsparität beruhen auf der Annahme vollständig homogener, d.h. nominal risikoloser Finanztitel, die perfekte Substitute darstellen, was Laufzeit, Qualität des Schuldners usw. anbelangt. Vergl. Jandura (2000), Lemmen/Eijffinger (1996b), Kearney (1996), Fratzscher (2001), Shepherd (1994) u.a. Die Annahme ist aufgrund unterschiedlicher Marktkonventionen in den Volkswirtschaften jedoch nur bedingt gültig. Mit dieser Problematik sind besonders die Untersuchungen in den osteuropäischen Volkswirtschaften konfrontiert. Folglich sind Einschränkungen in der Aussagekraft nicht auszuschließen. Zur Darstellung unterschiedlicher Marktkonventionen siehe J.P.Morgan (1998), Bruns/Meyer-Bullerdiel (1996).

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.<sup>13</sup> Nach Aliber (1973) lassen sich die Faktoren, die zu einer Verletzung der gedeckten Zinsparität führen, unter dem Oberbegriff „politische Risiken“ bzw. „Länderrisiken“ zusammenfassen, soweit sie unmittelbar auf tatsächliche bzw. drohende Eingriffe der Regierungen in das Marktgeschehen zurückzuführen sind.

Die Zinsparitätentheorie bietet nicht nur eine Definition für vollständig integrierte Finanzmärkte, sondern liefert zugleich ein Instrument zur Messung des bereits erreichten Integrationsgrades. Als Variante zu Gleichung (1) erscheinen in Gleichung (2) die Abweichungen von der gedeckten Zinsparität ( $\theta$ ) als Integrationsdefizite auf der rechten Seite. Je größer die betragsmäßigen Abweichungen sind, desto stärker ist die Segmentierung auf den betrachteten Märkten.<sup>14</sup>

$$(2) \quad \frac{(1+i_t) E_t}{(1+i_t^*) E_{t,t+k}^T} - 1 = \theta_t$$

Ein negativer Wert von  $\theta$  lässt auf Beschränkungen der Kapitalexporte schließen, welche den inländischen Anlegern die Möglichkeit nehmen, ihr Geld in ausländischen, höher rentierlichen Finanztiteln anzulegen. Ist dagegen  $\theta > 0$ , verfügt das Inland über einen Renditevorsprung gegenüber dem Ausland, der unter Umständen auf eine Risikoprämie und/oder auf Kapitalimportbeschränkungen zurückzuführen ist.<sup>15</sup> Darüber hinaus können sowohl positive als auch negative Abweichungen von der gedeckten Zinsparität durch weitere Marktunvollkommenheiten hervorgerufen werden. Diese sind auf einen unterentwickelten Finanzsektor zurückzuführen und manifestieren sich in erhöhten Differenzen zwischen Angebots- und Nachfragekursen (bid-ask-spreads).

---

<sup>13</sup> Dies wird besonders deutlich, wenn als Alternative zur direkten Messung der gedeckten Zinsparität entsprechend Gleichung (1) der Vergleich zwischen „onshore“ und „offshore“-Zinssätzen herangezogen wird. Vergl. dazu Rogoff (1985).

<sup>14</sup> Im Folgenden wird die gedeckte Zinsparität in ihrer präzisen Formulierung verwendet. Diese weicht geringfügig von der nur näherungsweise gültigen Schreibweise in Gleichung (1) ab.

<sup>15</sup> Zu Auswirkungen von Kapitalverkehrskontrollen und Risikoprämien auf die gedeckte Zinsparität vgl. z.B. Aliber (1973), Frenkel/Levich (1975), Marston (1976), Marston (1995), Lemmen (1998), Jandura (2000).

## 4 Die Geltung der gedeckten Zinsparität in Mittel- und Osteuropa

Im Folgenden wird untersucht, ob und in welchem Ausmaß von einer Integration der mittel- und osteuropäischen Geldmärkte mit den Märkten der EWU ausgegangen werden kann. Aufgrund erheblicher Einschränkungen, was die Verfügbarkeit von Daten anbelangt, sind die nachfolgenden empirischen Untersuchungen ausschließlich auf Polen, die Tschechische und die Slowakische Republik sowie Ungarn beschränkt. Der Untersuchungszeitraum beginnt mit dem 31. Dezember 1998 (Polen, Slowakische Republik: 31. Januar 1999), dem Vortag der Euro-Einführung, und endet am 30. Juni 2002. Die Berechnungen erfolgen auf Basis von Drei-Monats-Geldmarktsätzen sowie Drei-Monats-Terminkursen.<sup>16</sup>

Der ökonometrische Test auf Geltung der gedeckten Zinsparität basiert auf einem Regressionsmodell der Form

$$(3) \quad \frac{1+i_t}{1+i_t^*} = \alpha + \beta \frac{E_{t,t+3}^T}{E_t} + u_t$$

Notwendige Bedingung für Geldmarktintegration ist eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen Zinsverhältnis und Swapsatz. Dies setzt voraus, dass die Zeitreihen auf der linken und auf der rechten Seite von Gleichung (3) entweder beide stationär sind oder aber beide sind nicht-stationär und kointegriert. Um die hinreichende Bedingung für Geldmarkteffizienz zu erfüllen, müssen darüber hinaus  $\alpha=0$  und  $\beta=1$  sowie die Residuen seriell unkorreliert sein („white noise“). Besitzen die Residuen keine „white noise“-Eigenschaften, werden Ineffizienzen nicht sofort korrigiert und der Terminkurs enthält nicht alle relevanten Information.<sup>17</sup>

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  $(1+i_t)/(1+i_t^*)$  für alle Länder nicht stationär und  $I(1)$  ist. Das gleiche galt für  $E_{t,t+3}^T/E_t$ . In einem ersten Schritt wurde Gleichung (3) mit OLS geschätzt. Die Einheitswurzeltests der Residuen bestätigen, dass in

---

<sup>16</sup> Vergleiche Informationen zu den Datenquellen im Anhang.

<sup>17</sup> Streng genommen dürften bei Geltung der gedeckten Zinsparität überhaupt keine Residuen auftreten, da auch sie grundsätzlich Ausdruck einer Marktsegmentierung sind. Eine derart strenge Anwendung des „Gesetzes des einheitlichen Preises“ würde aber auch für hochentwickelte Industrieländer zur Ablehnung der Null-Hypothese vollständiger Integration führen, da ein perfekter Match in der Praxis nicht erreichbar ist.

allen Ländern eine Kointegrationsbeziehung der beiden untersuchten Zeitreihen vorliegt.<sup>18</sup> In einem zweiten Schritt wurden die Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  mit einem Dynamischen OLS (DOLS) robust geschätzt.<sup>19</sup>

Der Überblick in *Tabelle 2* macht deutlich, dass die Nullhypothese, die gedeckte Zinsparität sei erfüllt, für alle vier Länder abgelehnt wird.<sup>20</sup> Das bestätigen nicht nur die Ergebnisse des Wald-Tests auf gleichzeitige Geltung von  $\alpha=0$  und  $\beta=1$ , vielmehr sind bereits die t-Werte der einzelnen Koeffizienten hoch signifikant.<sup>21</sup> Die Punktschätzungen deuten an, dass die Geldmärkte in der Tschechischen Republik über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg am stärksten mit dem Euro-Raum integriert waren, dagegen wiesen Polen und die Slowakei offenbar noch die größten Defizite auf. Während sich Unterschiede zwischen den Ländern in den Schätzergebnissen niederschlagen, wurden Veränderungen im Zeitverlauf nicht erfasst. Aufgrund der Kürze des Untersuchungszeitraums sind geeignete Verfahren wie rollende Zeitfenster oder die Zerlegung der Zeitreihen in Abschnitte nicht anwendbar. Insofern stellt sich die Situation am aktuellen Rand möglicherweise vorteilhafter dar, als dies die Ergebnisse in *Tabelle 2*, die den gesamten Beobachtungszeitraum erfassen, suggerieren.

---

<sup>18</sup> Als Kointegrationstest wurden das Engle-Granger (EG) bzw. das Augmented Engle-Granger-Verfahren (AEG) sowie der Cointegrating-Durbin-Watson Test (CRDW) angewandt. Hierbei ist zu beachten, dass es sich beim AEG-Verfahren im Prinzip um einen ADF Test handelt, dem veränderte kritische Werte zu Grunde gelegt werden müssen (vergl. dazu MacKinnon (1991), Engle/Granger (1987), Engle/Yoo (1987) u.a.). Beim CRDW Test handelt es sich um einen Durbin Watson Test mit einer veränderten Null-Hypothese ( $d=0$  anstatt  $d=2$ ). Die entsprechenden kritischen Werte wurden zuerst von Sargan/Bhargava (1983) bereitgestellt. Liegt eine Kointegrationsbeziehung vor, besteht gemäß Stock (1987) trotz der Nicht-Stationarität der einzelnen Zeitreihen keine Verletzung der statistischen Annahmen des OLS. Der OLS-Schätzer ist „superkonsistent“, d.h. Abweichungen von der Parität sind nur vorübergehend, sowie effizient.

<sup>19</sup> Dieses Verfahren berücksichtigt die bestehende Endogenitäts-Problematik, die zu verzerrten t-Werten der geschätzten Parameter führt. Die in die Regression integrierten *Lags* und *Leads* der differenzierten Swapsätze wurden auf  $-2$  bis  $+2$  begrenzt. Gleichzeitig wird die serielle Korrelation bereinigt, der Kovarianzschätzer nach Newey-West (1987) ist sowohl bei Autokorrelation als auch bei Heteroskedastie konsistent, vergl. dazu Saikkonen (1991). Demgegenüber bevorzugen Stock/Watson (1993) eine Bereinigung der seriellen Korrelation mittels Cochrane-Orcutt-Verfahren (vergl. Cochrane/Orcutt, 1949).

<sup>20</sup> An diesen Ergebnissen ändert sich auch nichts, wenn bei der Slowakei bzw. Ungarn jeweils Dummies für beobachtete Ausreißer berücksichtigt werden.

<sup>21</sup> Bemerkenswerter Weise sind bei allen Ländern die Abweichungen der geschätzten  $\alpha$ -Werte von 0 betragsmäßig nahezu identisch mit den Abweichungen der geschätzten  $\beta$ -Werte von 1, weisen aber unterschiedliche Vorzeichen auf. Diese „Vertauschung“ erklärt sich aus den geringen Veränderungen der Swapsätze im Zeitverlauf, die eine Unterscheidung von der Konstanten schwierig machen. Da die Abweichungen statistisch signifikant sind, muss die Nullhypothese aber dennoch verworfen werden.

**Tabelle 2: Gedeckte Zinsparität in mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften**

	<b>Einzelreihen</b>	<b><math>\alpha</math></b> <i>(t-Wert, <math>\alpha=0</math>)</i>	<b><math>\beta</math></b> <i>(t-Wert, <math>\beta=1</math>)</i>	<b>Wald – Test</b> <b>F-Statistik</b> <i>(Prob.)</i>
<b>Polen</b>	kointegriert	-0,15 <i>(-3,20)**</i>	1,14 <i>(3,47)**</i>	207,87 <i>(0,000)</i>
<b>Slowakische Republik</b>	kointegriert	-0,12 <i>(-4,42)**</i>	1,12 <i>(4,62)**</i>	35,51 <i>(0,000)</i>
<b>Tschechische Republik</b>	kointegriert	-0,08 <i>(-7,52)**</i>	1,08 <i>(7,62)**</i>	69,81 <i>(0,000)</i>
<b>Ungarn</b>	kointegriert	-0,09 <i>(-3,76)**</i>	1,09 <i>(4,13)**</i>	39,47 <i>(0,000)</i>

\*\* Ablehnung der Null-Hypothese auf Signifikanzniveau von 1 %

Im Hinblick auf die Fortführung des Erweiterungsprozesses ist es von Interesse zu wissen, ob die bisher erreichte Integration der mittel- und osteuropäischen Geldmärkte an den Stand des Europäischen Währungssystems im Vorfeld der Währungsunion heranreicht. Als Referenz liegt es nahe, die Gründungsmitglieder der Europäischen Währungsunion heranzuziehen. Zahlreiche empirische Studien haben nachgewiesen, dass die Vernetzung der Geldmärkte zwischen den westlichen Industrieländern im Laufe der achtziger Jahre deutlich zugenommen hat und inzwischen von einer vollständigen Integration dieser Märkte ausgegangen werden kann. Innerhalb des EWS bzw. des WKM II gilt die gedeckte Zinsparität seit Bewältigung der Wechselkurskrisen in den Jahren 1992/93 und der Aufhebung der letzten Kapitalverkehrskontrollen im Frühjahr 1994 als erfüllt.<sup>22</sup> Im Vergleich zu den bisherigen Teilnehmern der EWWU weisen die Geldmärkte der mittel- und osteuropäischen Beitrittskandidaten folglich noch deutliche Integrationsdefizite auf. Während eine graphische Betrachtung erste Hinweise auf die zu Grunde liegenden Ursachen liefern kann, werden detailliertere Untersuchungen im Rahmen einer ökonomischen Untersuchung vorgenommen.

---

<sup>22</sup> Vgl. Popper (1993), Fletcher/Taylor (1994), Marston (1995), Takezawa (1995) und Jandura (2000). Allerdings können Holmes/Wu (1997) für ein Panel von vier EU-Mitgliedern über den Zeitraum Mai 1990 bis Januar 1996 keine Stationarität der CIP-Abweichungen nachweisen. Die Autoren erklären die fehlende Bestätigung der gedeckten Zinsparität vor allem mit der EWS-Krise in der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums.



## 5 Ursachen einer unvollständigen Integration der Geldmärkte in Mittel- und Osteuropa

### 5.1 Eine graphische Betrachtung

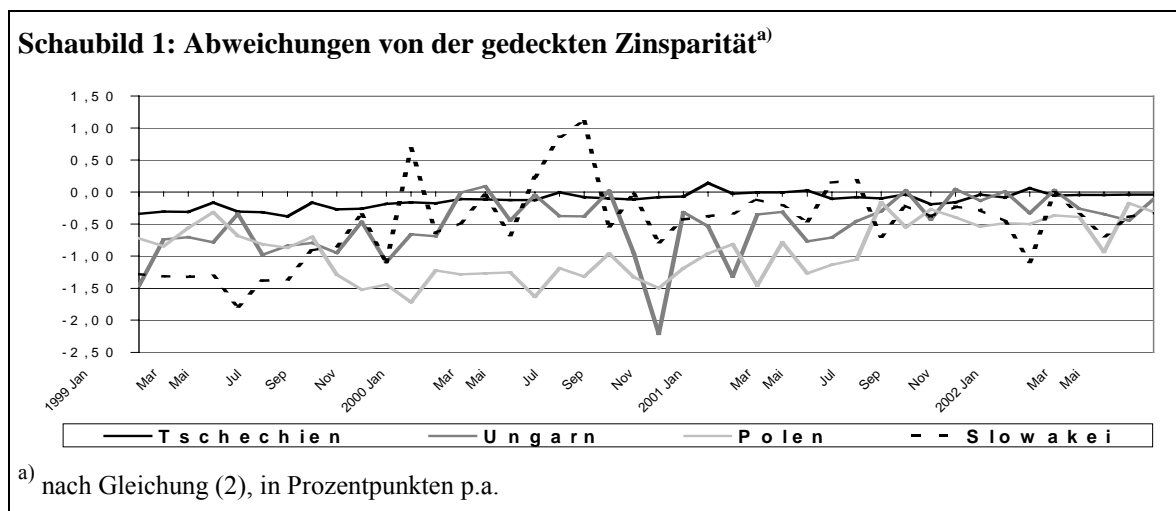


Schaubild 1 zeigt, dass die Abweichungen von der gedeckten Zinsparität bei allen vier Ländern überwiegend im negativen Bereich lagen und im Laufe des Untersuchungszeitraums, vor allem seit Mitte des Jahres 2001, deutlich reduziert wurden. Die unvollkommene Korrelation von Swapsätzen und Zinsrelationen oder vice versa ist letztlich nur mit Risikoaufschlägen oder Transaktionskosten zu begründen. Die Existenz einer Risikoprämie kann aufgrund der fast ausschließlich negativen Abweichungen in allen untersuchten Volkswirtschaften von vorne herein als Ursache ausgeschlossen werden. Insofern ist davon auszugehen, dass Transaktionskosten für die mangelhafte Erfüllung der CIP verantwortlich sind, wobei diese sowohl auf den Einfluss von Kapitalverkehrskontrollen als auch auf sonstige Ineffizienzen in Verbindung mit der Rückständigkeit des Finanzsektors zurückgeführt werden können. Dies wirft die Frage auf, welche Einflussgrößen zu der erkennbar günstigen Entwicklung beigetragen haben.

Die Abbildung legt die Vermutung nahe, dass zu Beginn des Untersuchungszeitraums grenzüberschreitende Geldmarkttransaktionen noch durch Regulierungen des Kapitalexports behindert wurden, die im Laufe der Zeit abgebaut worden sind. Tatsächlich unternahmen alle vier betrachteten Länder während des Beobachtungszeitraums erhebliche Anstrengungen zur Liberalisierung ihres Kapitalverkehrs. In der Tschechischen Republik trat zum 1. Januar 1999 eine Änderung des Devisengesetzes in Kraft, zwei Jahre später wurden die letzten Hindernisse für Anlagen Gebietsansässiger im Ausland aus dem Weg geräumt. Auch die Slowakei verabschiedete zum 1. Januar 2001 eine Änderung des Devisengesetzes, während in Polen bis September 2002 nennenswerte Beschränkungen des

Devisenverkehrs fortbestanden. In Ungarn zeigt sich seit Juli 2001 ein deutlicher Abbau der Diskrepanzen von der gedeckten Zinsparität. Dies lässt sich möglicherweise zurückführen auf die im Juni stattgefundene Aufhebung aller restlichen Restriktionen des kurzfristigen Kapitalverkehrs.<sup>23</sup>

Doch nicht nur die *Entwicklung* der Abweichungen lässt einen gewissen Einfluss von Kapitalverkehrsbeschränkungen vermuten, auch in Bezug auf die absolute *Höhe* könnte ein derartiger Zusammenhang gegeben sein. So scheinen die Abweichungen in der Slowakei und Polen, in den beiden Ländern also, die während des Untersuchungszeitraums die umfangreichsten Beschränkungen des Kapitalverkehrs aufwiesen, mit bis zu 2 Prozentpunkten p.a. betragsmäßig am Größten. Dagegen ist die CIP in der Tschechischen Republik, wo bereits zu Beginn die weitreichendste Liberalisierung der vier Beitrittskandidaten vorhanden war, über den gesamten Zeitraum der Beobachtungen am Besten erfüllt.

Die Maßnahmen der außenwirtschaftlichen Öffnung scheinen insofern einen erkennbaren Einfluss auf die Integration der Geldmärkte auszuüben. Die Beschränkungen des Kapitalverkehrs bieten allerdings nicht die einzig mögliche Erklärung für die festgestellten Diskrepanzen bzw. für deren Abnahme im Untersuchungszeitraum. Vielmehr ist davon auszugehen, dass darüber hinaus auch die Rückständigkeit des Finanzsektors für die mangelhafte Erfüllung der CIP verantwortlich ist. Dies würde auch der erkennbaren, eher kontinuierlichen Abnahme der Abweichungen im Zeitverlauf entsprechen. Unterstützt wird diese Sichtweise zudem durch eine hohe Volatilität der dargestellten Zeitreihen bzw. darin zum Ausdruck kommende ausgeprägte bid-ask-spreads auf den nationalen Geld- und Devisenterminmärkten, die wiederum Zeichen eines unzureichenden Wettbewerbs im heimischen Finanzsektor sind.<sup>24</sup>

Während Kapitalverkehrskontrollen sich tendenziell in einem Strukturbruch der einzelnen Zeitreihen niederschlagen dürften bzw. eine verstärkte Effizienz des Finanzsektors einen eher kontinuierlichen Abbau der Abweichungen herbeiführen sollte, sind im Falle der Slowakei (Dezember 1999, Mai-Juli 2000) und Ungarns (Oktober 2000) auch einzelne Ausreißer zu beobachten. In der Slowakei gingen die zu beobachtenden positiven Abweichungen im Dezember 1999 mit einem kurzfristigen Anstieg der Geldmarktzinsen

---

<sup>23</sup> Vgl. Europäische Kommission (2002 a-d). Zu den Beschränkungen während des Untersuchungszeitraums im Einzelnen vgl. IMF, Exchange Arrangements and Exchange Restrictions.

<sup>24</sup> In der Slowakei lag der Briefkurs im Sommer 2000 bei den Drei-Monats-Geldmarktsätzen und auf den Devisenterminmärkten jeweils ca. 0,4 Prozent über dem Geldkurs. Ende 2002 sind die Spreads auf den Terminmärkten auf knapp 0,3 Prozent zurückgegangen, während sie bei den Geldmarktzinsen auf über 0,7 Prozent gestiegen sind (vergl. National Bank of Slovakia, Homepage).

einher, während im Sommer 2000 eine vorübergehende Schwäche der Slowakischen Krone zu beobachten ist, die sich aber nicht in gleicher Weise in den Notierungen auf dem Terminmarkt niederschlägt. Die starke negative Abweichung, die für die ungarische Zeitreihe im Oktober 2000 zu verzeichnen ist, ergibt sich aus einer gegenläufigen Entwicklung der Kassa- und Terminkurse im Vergleich zum Vormonat, wobei eine aktuelle Aufwertung des Forint mit einer gleichzeitigen Schwäche der Terminkurse einherging. Parallel dazu waren die Geldmarktsätze gegenüber dem Vormonat stabil, während sie im Euro-Währungsgebiet den höchsten Stand des gesamten Beobachtungszeitraums erreichten. Weitere Erkenntnisse über mögliche Integrationsdefizite und ihre Ursachen leisten diese Ausreißer jedoch nicht.

Um konkretere Aussagen über die zugrundeliegenden Ursachen machen zu können, bedarf es neben der graphischen Betrachtung auch einer ökonometrischen Analyse. Auf diese Weise ist zu prüfen, *in welchem Ausmaß* bestehende Kapitalverkehrskontrollen bzw. Ineffizienzen des Finanzsektors für die beobachtete Segmentierung der Geldmärkte verantwortlich gemacht werden können. Eine derartige Ursachenforschung ist insbesondere deshalb von Bedeutung, da beide Aspekte zwar mit erhöhten Transaktionskosten einhergehen, jedoch unterschiedliche Implikationen aufweisen. So ist gesichert, dass nach dem geplanten Beitritt zur EU im Jahre 2004 mit Ausnahme der Übergangsregelungen grundsätzlich *keine* Kapitalverkehrskontrollen mehr möglich sein werden.<sup>25</sup> Insofern führt der EU-Beitritt bzw. die damit einhergehende Übernahme des *Aquis Communautaire* zu einem endogenen Abbau von Kapitalverkehrskontrollen. Werden nun diese als alleinige Ursache für Abweichungen von der gedeckten Zinsparität identifiziert, so ist die vollständige Integration der mittel- und osteuropäischen Geldmärkte ohnehin nur eine Frage der Zeit. Im Gegensatz dazu werden Marktunvollkommenheiten im Finanzsektor nicht per se durch den EU-Beitritt beseitigt. Im Gegenteil, sie können gerade unter den Bedingungen des EU-Binnenmarktes verstärkt zu Tage treten. Nach einer Aufnahme in das Eurosystem besteht deshalb die Gefahr, dass sie die Implementierung und Durchführung der gemeinsamen Geldpolitik behindern. Eine detaillierte Analyse dieser beiden Komponenten ist deshalb von grundlegender Bedeutung für das weitere Voranschreiten des Integrationsprozesses.

---

<sup>25</sup> Die ausgehandelten Übergangsbestimmungen beziehen sich ausnahmslos auf den Erwerb von Grundeigentum und spielen für den kurzfristigen Kapitalverkehr keine Rolle, vgl. Europäische Kommission (2002e).

## 5. 2 Eine ökonometrische Untersuchung

Als zu erklärende Größe werden die *absoluten Abweichungen* (ABSCIP) von der gedeckten Zinsparität herangezogen. Dies erklärt sich damit, dass sämtliche Schwankungen um die Zinsparität, also sowohl positive als auch negative Abweichungen, ein Indiz für vorhandene Transaktionskosten sind.

Zur Darstellung von Kapitalverkehrskontrollen werden *Dummies* (DUMKV) gesetzt. Dabei lässt sich das absolute Ausmaß von Kapitalverkehrsbeschränkungen auf Basis deskriptiver Analysen nicht ausreichend exakt zwischen den Ländern vergleichen. Vielmehr erscheint es angebracht, ausschließlich *bedeutende* gesetzgeberische Maßnahmen in Bezug auf den kurzfristigen Kapitalverkehr zu modellieren. Insofern wird grundsätzlich nur unterschieden, ob im Untersuchungszeitraum wesentliche Veränderungen in den Rahmenbedingungen zu erkennen sind oder nicht. Nach einer deutlichen Liberalisierung nimmt der Dummy den Wert null an, ist kein derartiger Schritt im Untersuchungszeitraum zu erkennen, behält er den Wert eins. Entsprechend den Ausführungen im vorangegangenen Abschnitt weist der Dummy in Tschechien und der Slowakischen Republik ab Januar 2001 den Wert null auf, in Ungarn ist seit Juli desselben Jahres von einer vollständigen Liberalisierung auszugehen. In Polen dagegen fand ein entsprechender Schritt erst nach dem Ende des Beobachtungszeitraums statt.

Als mögliche Indikatoren für den Entwicklungsstand und die Effizienz des Finanzsektors werden die folgenden Variablen verwendet:

Das *Verhältnis der Geldmenge  $M_2$  zum BIP* (M2BIP) wird häufig als Maß für die Größe und die Liquidität des Finanzsektors herangezogen. Zudem entspricht M2BIP als Kehrwert der Umlaufgeschwindigkeit des Geldes dem Kassenhaltungskoeffizient und ist als solcher ein Indiz für das Vertrauen der Wirtschaftssubjekte in die einheimische Währung und das Bankensystem.<sup>26</sup>

Der *Anteil der privaten Kredite an den gesamten Krediten* (CRPCRG) ist insbesondere vor dem Hintergrund der früheren Einbindung der untersuchten Volkswirtschaften in ein sozialistisches Wirtschaftssystem von Interesse. Er ist generell ein Maß für den Fortschritt der Transformation in Richtung Marktwirtschaft, konkret gibt er Hinweise darauf, inwieweit die Kreditvergabe im freien Wettbewerb der Akteure zustande kommt und nicht

---

<sup>26</sup> Vgl. Buch/Piazolo (2001), S. 91 und Levine/Loayza/Beck (2000), S. 37 f. Als Messgröße für die Entwicklung des Finanzsektors weist die Variable allerdings auch Nachteile auf. So sehen z.B. Lemmen/Eijffinger (1996a, S. 439 f.) darin eine monetäre Größe, die auf Inflationsgefahren hinweist.

durch staatliche Interventionen in das Wirtschaftsgeschehen beeinflusst wird. Insgesamt ist zu erwarten, dass die Effizienz der heimischen Märkte mit einem Anstieg von CRPCRG zunimmt.

Die *Spanne zwischen Kredit- und Einlagenzins (ZLZD)* gibt Auskunft über Transaktionskosten, Informationsasymmetrien und die Wettbewerbsintensität im Privatkundengeschäft. Mit zunehmender Finanzmarktentwicklung verringert sich dieser Spread.<sup>27</sup>

Schließlich wird auch die *Wachstumsrate der realen Kredite (WCRR)* als Indikator für die Entwicklung des Finanzsektors herangezogen. Sie wird als Ausdruck eines expandierenden und leistungsstarken Finanzsektors interpretiert.

Als Sammelterm für die schrittweise Umsetzung des *Acquis Communautaire* der Europäischen Union im Rahmen der laufenden Beitrittsverhandlungen und die stetige Fortentwicklung des Finanzsektors, die nicht bereits durch die oben genannten Variablen erfasst sind, wird zusätzlich ein *Trend (TIME)* berücksichtigt.

Die Verwendung geldmarktspezifischer Daten wird dadurch erschwert, dass häufig nur unregelmäßige oder jährliche Angaben zu entsprechenden Merkmalen zu finden sind. Als einzig verfügbare Größen könnten die *Interbankenaktiva im Verhältnis zu den gesamten Bankaktiva* in die Untersuchungen einbezogen werden. Sie geben zwar einen Hinweis auf die ausstehenden Bestände, den tatsächlichen Umsatz des Interbankengeschäfts bzw. dessen Liquidität können sie jedoch nicht wiedergeben. Eine Signifikanz der Variablen lässt sich zudem nicht feststellen. Darüber hinaus tritt das Problem auf, dass eine eindeutige Bestimmung der Kausalität nicht möglich ist. So kann eine geringe Liquidität der Geldmärkte beispielsweise das Resultat einer starken Segmentierung sein und nicht unbedingt deren Ursache. Um eine derartige Endogenitätsproblematik zu vermeiden, beschränkt sich die ökonometrische Untersuchung auf exogene Determinanten, die außerhalb des eigentlichen Untersuchungsgegenstandes liegen.

Die verwendete Regressionsgleichung lautet:

$$(4) \quad \text{ABSCIP}_{it} = \delta_i + \gamma_1 \text{M2BIP}_{it} + \gamma_2 \text{CRPCRG}_{it} + \gamma_3 \text{ZLZD}_{it} + \gamma_4 \text{WCRR}_{it} + \gamma_5 \text{DUMKV}_{it} + \gamma_6 \text{TIME}_t + \eta_{it}$$

mit  $\text{ABSCIP}_{it}$  absolute Abweichung von der gedeckten Zinsparität

M2BIP	Verhältnis der Geldmenge M2 zum BIP
CRPCRG	Anteil der privaten Kredite an den gesamten Krediten
ZLZD	Verhältnis zwischen Kredit- und Einlagenzins
WCRR	monatliche Wachstumsrate der Kredite zu konstanten Preisen
DUMKV	Dummy für Kapitalverkehrskontrollen
TIME	Trend

Für  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_4$  und  $\gamma_6$  wird entsprechend den obigen Ausführungen ein negatives Vorzeichen erwartet, da die Variablen mit der Reife und der Effizienz des Finanzsektors positiv korreliert sind. Sie sollten bestehende Marktunvollkommenheiten bzw. die damit einhergehenden Monopolgewinne reduzieren und folglich die absoluten Abweichungen von der gedeckten Zinsparität vermindern. Dagegen ist ZLZD Ausdruck eines unvollkommenen Wettbewerbs im Bankensektor. In ähnlicher Weise verhindern Beschränkungen des kurzfristigen Kapitalverkehrs eine Angleichung der in- und ausländischen Renditen. Für  $\gamma_3$  und  $\gamma_5$  sind deshalb positive Vorzeichen zu erwarten.

Eine Varianzanalyse der abhängigen Variablen macht deutlich, dass der größte Anteil der Varianz auf Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern zurückzuführen ist und nicht auf die Varianz innerhalb eines Landes.<sup>28</sup> Insofern ist davon auszugehen, dass sich die Güte der Schätzung durch die Aufnahme von Individualeffekten erhöhen lässt. Die Untersuchungen auf Basis eines Fixed-Effect-Schätzer bestätigen deren Signifikanz. Die Hypothese, dass alle fixen Effekte gleich Null sind, wird mittels F-Test verworfen. Der Hausman-Test (Hausman 1978) verwirft die Null-Hypothese, dass keine systematischen Unterschiede zwischen Fixed- und Random-Effect-Modell bestehen. Folglich ist von einer Korrelation der Individualeffekte mit den erklärenden Variablen auszugehen, das Random-Effect Modell ist zu verwerfen. Der Adjusted Bartlett Test (Sokal/Rohlf 1995), der Levene Test (Levene 1960) sowie der Brown-Forsythe Test (Brown/Forsythe 1974) verwerfen signifikant die Nullhypothese gleicher Varianzen der einzelnen Länder. Der Modified Bhargava et. al. Durbin Watson Test (Bhargava et. al. 1982) sowie der Baltagi – Wu (LBI) Test (Baltagi /Wu 1999) weisen auf eine signifikante serielle Korrelation der Residuen hin. Unter Berücksichtigung dieser Ergebnisse erscheint eine *Feasible Generalized Least Squares Schätzung (FGLS)* als geeignetes Verfahren.<sup>29</sup> Die Robustheit der Standardfehler

---

<sup>27</sup> Vgl. Beckmann/Eppendorfer/Neimke (2001), S 22 f.

<sup>28</sup> Ein mit X-plore 44 durchgeführter Unit-Root Test für Panel-Daten nach der Methode von Im/Pesaran/Shin (1997) bestätigt die Stationarität der CIP-Abweichungen auf dem 5% Niveau.

<sup>29</sup> Bei der Berechnung der Autokorrelation tritt zwar der so genannte „Nickell-Bias“ auf, der auf einer Korrelation von Regressor und Störgröße beruht. Die relativ große Anzahl an zeitlichen Beobachtungen (T=36) im Vergleich zur geringen Zahl an Ländern (N=4) reduziert aber die Bedeutung des Bias erheblich.

wird durch Spezifizierung einer heteroskedastizitätskonsistenten Kovarianz-Matrix nach White (White 1980) sichergestellt. Der Dynamik der Entwicklung wird durch Einbeziehung von AR-Termen Rechnung getragen. Die Ergebnisse der *FGLS-Schätzung* zur Erklärung absoluter Abweichungen von der gedeckten Zinsparität anhand von Finanzmarktgrößen sind in *Tabelle 3* dargestellt.

**Tabelle 3: FGLS-Schätzung von Finanzmarktgrößen zur Erklärung absoluter Abweichungen von der gedeckten Zinsparität in Mittel- und Osteuropa**

<b>Erklärende Variable</b>	<b>Parameter</b>	<b>Standardfehler</b>	<b>t-Statistik (Prob.)</b>	<b>Ökonomische Signifikanz</b>
<b>M2BIP</b>	-0.047	0.017	-2.74 (0.007)	0.0073
<b>CRPCRG</b>	-0.007	0.003	-2.36 (0.020)	0.0001
<b>ZLZD</b>	0.064	0.034	1.90 (0.060)	0.0147
<b>WCRR</b>	-0.009	0.001	-6.14 (0.000)	0.0638
<b>DUMKV</b>	0.050	0.016	3.08 (0.003)	0.0632
<b>TIME</b>	-0.004	0.002	-2.90 (0.004)	-

Alle Variablen weisen das erwartete Vorzeichen auf. Insofern scheint sich der Einfluss von Größen, die Zustand und Entwicklung des Finanzsektors widerspiegeln, auf Abweichungen der gedeckten Zinsparität zu bestätigen. Die Variable M2BIP trägt signifikant sowie in der erwarteten Weise zur Erklärung der Abweichungen bei, d.h. je liquider und ausgebauter die Finanzmärkte sind bzw. je ausgeprägter das Vertrauen in diese Märkte ist, umso geringer sind die Schwankungen um die Parität. Auch CRPCRG und WCRR wirken nachweisbar auf die Integration der Geldmärkte ein. Dagegen handelt es sich bei der Zinsspanne zwischen Kredit- und Einlagenzins (ZLZD) nur um eine schwach signifikante Determinante. Dennoch zeigt auch das Vorzeichen dieser Variablen in die erwartete Richtung.

---

Eine weitere Möglichkeit bestünde darin, Modelle mit expliziter Einbeziehung der Dynamik zu verwenden, welche den Nickell-Bias vermeiden (IV Schätzer oder GMM). Ein wesentlicher Nachteil dieser Modelle ist jedoch darin zu sehen, dass durch die Verwendung einer Instrumentalvariablen, die nur unvollständig mit der eigentlichen Variablen korreliert ist, die Effizienz der Schätzung reduziert wird. Judson/Owen (1999) kommen zu dem Ergebnis, dass für  $T \geq 30$  ein einfacher Fixed-Effect-Schätzer mindestens so gute bzw. bessere Resultate erzielt als diese Alternativen. Die Schätzungen erfolgten mit Eviews 4.1. und Special Edition Stata 7.

Neben der Unterentwicklung des Finanzsektors spielen auch Kapitalverkehrskontrollen eine signifikante Rolle bei der Segmentierung der mittel- und osteuropäischen Geldmärkte. Von ihrem vollständigen Abbau in Polen ist von dem im Herbst 2002 in Kraft getretenen neuen Devisengesetz ein weiterer Integrationsbeitrag zu erwarten. Neben den explizit in die Untersuchung einbezogenen Variablen scheinen auch weitere Faktoren von Bedeutung zu sein, die entweder mit der Verfassung des Finanzsektors in Zusammenhang stehen dürften oder auf sonstige Fortschritte im Rahmen des EU-Beitrittsprozesses zurückzuführen sind. Darauf deutet der signifikante Beitrag des Trends hin. Eine weitere Möglichkeit wäre auch, dass eine ganze Reihe weiterer gesetzgeberischer Maßnahmen, die nicht explizit durch Dummies modelliert sind, aber dennoch zu einer kontinuierlichen Liberalisierung des Kapitalverkehrs beigetragen haben, im signifikanten Trend erfasst werden.

Neben der *statistischen Signifikanz* der Variablen ist auch die *ökonomische Signifikanz* von Interesse, die den geschätzten Parameter ins Verhältnis zum Mittelwert der Variablen setzt. Diese Normierung verbessert die Vergleichbarkeit zwischen den einzelnen Regressoren. Gemessen an diesem Kriterium kommt dem Wachstum der realen Kredite sowie dem Abbau von Kapitalverkehrskontrollen die größte Bedeutung für die Integration der Geldmärkte zu. Diese Ergebnisse entsprechen auch den Resultaten der statistischen Signifikanz. Dagegen weist der Spread zwischen Kredit- und Einlagenzins – trotz nicht vorhandener statistischer Signifikanz - eine ausgeprägtere ökonomische Signifikanz auf als die restlichen Variablen, deren Beitrag in einer deutlich geringeren, untereinander aber vergleichbaren Größenordnung liegt.<sup>30</sup>

---

<sup>30</sup> Trotz der in Fußnote 29 beschriebenen Problematik wurde zusätzlich eine *IV-Schätzung* nach Anderson und Hsiao (1982) durchgeführt. Eine GMM-Schätzung nach Arellano und Bond (1991), die grundsätzlich effizienter ist als der IV-Schätzer, war nicht möglich. Da die Anzahl der Instrumente die Zahl der Merkmalsträger überschreiten würde, kann keine Inverse der Instrumentenmatrix berechnet werden. Grundsätzlich bestätigen sich die bereits in der ersten Schätzung erzielten Ergebnisse. Alle Parameter weisen dieselben Vorzeichen auf, verlieren aber wie erwartet an statistischer Signifikanz. Immerhin behalten die Liquiditätskennziffer (M2BIP) auf dem 1 %-Niveau und die Dynamik der Kreditvergabe (WCRR) auf dem 10 %-Niveau einen nachweisbaren Einfluss auf die Integration der Geldmärkte. Auch ein  $\chi^2$ -Test auf die Relevanz der Variablen in ihrer Gesamtheit lehnt die Nullhypothese, dass sie keinerlei Beitrag zur Geldmarktintegration leisten, mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von weniger als 5 % ab. Wie schon bei der FGLS-Schätzung weisen die Wachstumsrate der Kredite sowie die Dummy für Kapitalverkehrsbeschränkungen die höchste ökonomische Signifikanz auf.



## 6 Fazit

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Geldmärkte in den vier untersuchten Beitrittsländern bereits einen hohen Grad an internationaler Integration aufweisen. Die verbleibenden Abweichungen von der gedeckten Zinsparität konnten in den vergangenen vier Jahren kontinuierlich abgebaut, aber noch nicht vollständig beseitigt werden. Es ist darüber hinaus zu berücksichtigen, dass Polen, Ungarn, die Tschechische und die Slowakische Republik zu den führenden Beitrittskandidaten zählen bzw. dass bei einigen mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften von einer weitaus größeren Segmentierung der Geldmärkte auszugehen ist. Im Vergleich dazu gelten die Geldmärkte innerhalb der Europäischen Union seit Mitte der neunziger Jahre als vollständig integriert.

Die bei den vier Beitrittskandidaten beobachtete partielle Segmentierung der Geldmärkte ist zum Teil auf Beschränkungen des kurzfristigen Kapitalverkehrs zurückzuführen, die inzwischen praktisch vollständig abgebaut sind und in Zukunft keine Rolle mehr spielen werden. Darüber hinaus zeigt sich, dass auch andere Transaktionskosten, die in der geringen Liquidität und einer noch vorhandenen Unterentwicklung des heimischen Finanzsektors begründet sind, zu teilweise erheblichen Zinsspreads auf den Geldmärkten führen und damit die Arbitragemöglichkeiten einschränken. Dies könnte die Wirkungsweise der Zahlungssysteme sowie die Implementierung und Transmission der gemeinsamen Geldpolitik innerhalb der Europäischen Währungsunion beeinträchtigen. Daher sollte noch vor dem Eintritt der mittel- und osteuropäischen Volkswirtschaften in das Eurosystem die privatwirtschaftliche Ausrichtung, die Liquidität sowie die institutionelle Leistungsfähigkeit der nationalen Finanzsektoren weiter ausgebaut werden.

## 7 Anhang: Datenquellen

<b>Geldmarksätze, 3 Monate</b>	
MOE-4, EWWU	Monatsende, Datastream (IR)
<b>Devisenkassakurse</b>	
Slowakische Republik, Tschechische Republik, Ungarn	Monatsende, Datastream (WMR)
Polen	Bloomberg
<b>Devisenterminkurse, 3 Monate</b>	
Slowakische Republik, Tschechische Republik, Ungarn	Monatsende, Datastream (WMR)
Polen	Bloomberg
<b>Inflationsraten</b>	
Tschechien, Ungarn, Polen	Lebenshaltungskosten, Monatsende, Deutsche Bundesbank
Slowakische Republik	Konsumentenpreisindex, Monatsmittel, IMF: International Financial Statistics, Zeile 64
<b>ausstehende Kredite gesamt</b>	
MOE-4	Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeile 32
<b>ausstehende Kredite an den privaten Sektor</b>	
MOE-4	Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeile 32d
<b>Sollzinsen</b>	
MOE-4	Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeile 60L
<b>Habenzinsen</b>	
MOE-4	Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeile 60P
<b>Internationale Währungsreserven</b>	
MOE-4	“all reserves minus gold”, Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeile 1L.d
<b>Geldmenge</b>	
MOE-4	“money + quasi-money”, Monatsende, IMF: International Financial Statistics, Zeilen 34+35
<b>Wechselkursregime</b>	
MOE-4	Deutsche Bundesbank, Devisenkursstatistik, Statistisches Beiheft zum Monatsbericht 5

## 8 Literaturverzeichnis

- 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, Europäische Kommission, Internal Market Directorate General, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), ETD/2001/B5 - 3001/A/29, Brüssel
- Adjaouté, K. / Botazzi, L. / Danthine, J.-P. / Fischer, A. / Rony H. / Portes, R. / Wickers, M. (2000), EMU and Portfolio Adjustment, CEPR Policy paper No. 5, London.
- Aliber, R. (1973), The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1451-1459.
- Anderson, T.W. / Hsiao, C. (1982), Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data, *Journal of Econometrics*, Vol. 18, 47-82.
- Arellano, M. / Bond, S. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 277-297.
- Ayuso, J. / Blanco, R. (1999), Has Financial Market Integration Increased During the Nineties?, Banco de Espana Documento de Trabajo No. 9923, Madrid.
- Baltagi, B.H. / Wu, P.X. (1999), Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR (1) Disturbances, *Econometric Theory*, Vol. 15, 814-823.
- Bayoumi, T. / McDonald, R. (1995) Consumption, Income, and International Capital Market Integration, *IMF Staff Papers*, Vol. 42, 3, Washington D.C., 552-576.
- Beckmann, Rainer / Eppendorfer, Carsten / Neimke, Markus, W. (2001), Europäische Finanzmarktintegration und Wirtschaftswachstum, *Diskussionbeiträge Nr. 35*, IEW, Bochum.
- Bekaert, G. / Campbell, H.R. (2000), Foreign Speculators and Emerging Equity Markets, *Journal of Finance*, Vol. 50, 403-444.
- Bhargava, A. / Franzini, L. / Narendranathan, W. (1982), Serial Correlation and the Fixed Effects Model, *The Review of Economic Studies*, Vol. 49, 533-549.

- Bodman, P. M. (1994), National Savings and Domestic Investment in the Long Term: Some Time Series Evidence for OECD Countries, University of Queensland, Department of Economics Discussion Paper No. 140, St. Lucia, Queensland.
- Brown, M.B. / Forsythe, A.B. (1974), Robust Tests for the Equality of Variances, Journal of the American Statistical Association, Vol. 69, 364-367.
- Bruns, H.-G. / Meyer-Bullerdieck (1996), Professionelles Portfolio Management, Stuttgart.
- Buch, C. / Piazzolo, D. (2001), Foreign Capital and Economic Transformation: Risks and Benefits of Free Capital Flows, Institut für Weltwirtschaft, Kieler Studien 295, Kiel.
- Caviglia, G. / Krause, G. / Thimann, C. (2002), Key features of the Financial Sectors in EU Accession Countries, in: European Central Bank, Financial Sectors in EU Accession Countries, Frankfurt a.M., 15-30.
- Chen, Zhiwu / Knez, Peter J. (1995), Measurement of Market Integration and Arbitrage, Review of Financial Studies, Vol. 8, 2, 287-325.
- Cochrane, D. / Orcutt, G. (1949), Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms, Journal of American Statistical Association, Vol. 44, 2, 32-61.
- Deutsche Bundesbank (2001), Die internationale Integration der deutschen Wertpapiermärkte, Monatsbericht Dezember, Frankfurt a.M. / New York, 15-28.
- Dumas, B. / Solnik, B. (1995), The World Price of Foreign Exchange Risk, Journal of Finance, Vol. 50, 445-479.
- Engle, R.F. / Granger, C.W.J. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, Vol. 55, 2, 251-276
- Engle, R.F. / Yoo, B.S. (1987), Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, Journal of Econometrics, Vol. 35, 143-159.
- Europäische Kommission (1999), Finanzdienstleistungen: Umsetzung des Finanzmarktrahmens: Aktionsplan, Mitteilung der Kommission Kom (1992) 232, Brüssel.

- Europäische Kommission (2001), Final Report of the Committee of Wise Men on the Regulation of European Securities Markets (Lamfalussy Report), Brüssel.
- Europäische Kommission (2002a), Regelmäßiger Bericht 2002 über die Fortschritte Ungarns auf dem Weg zum Beitritt, Brüssel.
- Europäische Kommission (2002b), Regelmäßiger Bericht 2002 über die Fortschritte Polens auf dem Weg zum Beitritt, Brüssel.
- Europäische Kommission (2002c), Regelmäßiger Bericht 2002 über die Fortschritte der Slowakei auf dem Weg zum Beitritt, Brüssel.
- Europäische Kommission (2002d), Regelmäßiger Bericht 2002 über die Fortschritte der Tschechischen Republik auf dem Weg zum Beitritt, Brüssel.
- Europäische Kommission (2002e), Report on Macroeconomic and Financial Sector Stability - Developments in Candidate Countries, Directorate General for Economic and Financial Affairs European Economy, Enlargement Papers, No. 8, Brüssel.
- Feldstein, Martin / Horioka Charles (1980), Domestic Saving and International Capital Flows, *Economic Journal*, Vol. 90, 314-329.
- Ferson, W. / Harvey, C. (1991), The Variation of Economic Risk Premiums, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 385-415.
- Fletcher, D.J. / Taylor, L.W. (1994), A Non-Parametric Analysis of Covered Interest Rate Parity in Long-Date Capital Markets, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13, 459-475.
- Frankel, J.A. (1985), International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Capital Markets or of Goods Markets?, NBER Working Paper No. 1773, Cambridge MA.
- Fratzcher, M. (2001), Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets, EZB Working Paper No. 48, Frankfurt a.M.
- Frenkel, Jacob A. / Levich, Richard M. (1975), Transaction Costs and the Efficiency of International Capital Markets, Papier präsentiert am 6. Konstanzer Seminar für Geldtheorie und Geldpolitik, Konstanz.

- Galati, G. / Tsatsaronis, K. (2001), The Impact of the Euro on Europe's Financial Markets, BIS Working Paper No. 100, Basel.
- Gilmore, C.G. / McManus, G.M. (2002), International Portfolio Diversification: US and Central European Equity Markets, *Emerging Markets Review*, Vol. 3, 69-83.
- Goldstein, M. / Mussa, M. (1993), The Integration of World Capital Markets, IMF Working Paper 93/95, International Monetary Fund, Washington D.C.
- Hardouvelis, G. / Malliaropulos, D. / Priestly, R. (1999), EMU and European Stock Market Integration, CEPR Discussion Paper No. 2124, London.
- Hausman, J.A. (1978), Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol. 46, 1251-1272.
- Herrmann, S. / Jochem A. (2003), Die internationale Integration der Devisenmärkte in den mittel- und osteuropäischen Beitrittsländern: Spekulative Effizienz, Transaktionskosten und Wechselkursprämien, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier Nr. 08/03, Frankfurt a.M.
- Hölscher, Jens (2002), Money and Credit Market Integration in the Run up of EU Eastern Enlargement, mimeo.
- Holmes, M.J. / Wu, Y. (1997), Capital Controls and Covered Interest Parity in the EU: Evidence from a Panel-Data Unit Root Test, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133, 1, 76-89.
- Im, K.S. / Pesaran, M.H. / Shin, Y. (1997), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, University of Cambridge, unpublished manuscript, Cambridge.
- IMF, Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, Washington D.C.
- J.P.Morgan (1998), Government Bond Outlines, 11.ed., New York.
- Jandura, D. (2000), Integration internationaler Finanzmärkte - Definitionen, Messkonzepte, empirische Analysen, Bad Soden.

- Jochum, C. / Kirchgässner, G. / Platek, M. (1999), A Long-Run Relationship between Eastern European Stock Markets? Cointegration and the 1997/98 Emerging Market Crisis, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 135, 3, 454-479.
- Judson, R.A. / Owen, L.A. (1999), Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomics, *Economics Letters*, Vol. 65, 9-15.
- 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, Edward Elgar, Cheltenham/Northampton, MA.
- Lemmen, J.J.G. / Eijffinger, S.C.W. (1996a), The Fundamental Determinants of Financial Integration in the European Union, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 132, 2, 432-456.
- Lemmen, J.J.G. / Eijffinger, S.C.W. (1996b), The Price Approach to Financial Integration: Decomposing European Money Market Interest Rate Differentials, *Kredit und Kapital*, Vol. 29, 2, 189-223.
- Levene, H. (1960), Robust Tests for the Equality of Variances, Olkin, in I. / Ghuryie, S.G. / Hoefding, W. / Madow, W.G. / Mann, H.B. (eds), *Contribution to Probability and Statistics*, Stanford.
- Levine, R. / Loayza, N. / Beck, T. (2000), Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, 31-77.
- Linne, T. (1999), The Integration of the Central and East European Equity Markets into the International Capital Markets - A Kalman Filter Approach, Leicester University, Department of Economics Research Memorandum, ACE Project MEET IV, 99, 2 Leicester.
- MacKinnon, G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, in Engle, R.F. / Granger, C.W. (eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford, Chapter 13.
- Marston, R.C. (1976), Interest Arbitrage in the Euro-Currency Markets, *European Economic Review*, Vol. 7, 1-13.

- Marston, R.C. (1995), *International Financial Integration - A Study of Interest Differentials between the Major Industrial Countries*, Cambridge.
- Murphy, R.G. (1984), *Capital Mobility and the Relationship between Saving and Investment in OECD Countries*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 3, 327-342.
- Newey, W. / West, K. (1987), *A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, *Econometrica*, Vol. 55, 703-708.
- 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.
- Obstfeld, M. (1994), *Are Industrial Country Consumption Risks Globally Diversified?*, CEPR Discussion Paper No. 902, London.
- Otto, G.D. / Wirjanto, T.S. (1989), *National Savings and Domestic Investment in the Long Term: Some Time Series Evidence for the US and Canada*, Queen's University, Institute for Economic Research Discussion Paper No. 754, Kingston, Ontario.
- Penati, A. / Dooley, M.P. (1983), *Current Account Imbalances and Capital Formation in Industrial Countries*, *IMF Staff Papers*, Vol. 28, 4, Washington D.C.
- Popper, H. (1993), *Long-Term Covered Interest Parity: Evidence from Currency Swaps*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, 439-448.
- Quinn, D. (1997), *The Correlates of Change in International Financial Regulation*, *American Political Science Review*, Vol. 91, 531-551.
- Rockinger, M. / Urga, G. (2000), *A Time-varying Parameter Model to Test for Predictability and Integration in the Stock Markets of Transition Economies*, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, 73-84.
- Rogoff, K. (1985), *Can Exchange Rate Predictability be Achieved without Monetary Convergence? Evidence from the EMS*, *European Economic Review*, Vol. 28, 93-115.
- Saikkonen, P. (1991), *Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions*, *Econometric Theory*, No. 58, 1-21.



- Santillan, J. / Bayle, M. / Thygesen, C. (2000), The Impact of the Euro on Money and Bond Markets, ECB Occasional Paper Series, No. 1, Frankfurt a.M.
- Sargan, J.D. / Bhargava, A. (1983), Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk, *Econometrica*, Vol. 51, 153-174.
- Schmidt-Hebbel, K. / Servén, L. / Solimano, A. (1996), Savings and Investment: Paradigms, Puzzles, Policies, *The World Bank Research Observer*, Vol. 11, 1, 87-117.
- 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.
- Sokal, Robert R. / Rohlf, James F. (1995), *Biometry*, W.H. Freeman.
- Sorensen, B.I. / Yosha, O. (1997), Income and Consumption Smoothing among US States: Regions or Clubs?, *CEPR Discussion Paper*, No. 1670, London.
- Stock, J.H. (1987), Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrics*, Vol. 55, 1035-1056.
- Stock, J.H. / Watson, M. (1993), A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica* 61, 783-820.
- Takezawa, N. (1995), Currency Swaps and Long-Term Covered Interest Parity, *Economics Letters*, Vol. 49, 181-185.
- Tesar, L.L. (1991), Saving, Investment and International Capital Flows, *Journal of International Economics*, Vol. 31, 55-78.
- Wagner, N. / Iakova, D. (2001), Financial Sector Evolution in the Central European Economics: Challenges in Supporting Macroeconomic Stability and Sustainable Growth, *IMF Working Paper* 01/141, Washington D.C.
- White, H. (1980), A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity, *Econometrica*, Vol. 48, 817-838.

## 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 Realignmentsrisiken	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

