

Ungedekte Zinsparität im Europäischen Währungssystem

Von Eckhard Freimann, Bern*

I. Einleitung

Seit dem Zusammenbruch des Bretton Woods-Systems und der Wiedereinführung flexibler Wechselkurse, haben sich viele empirische Arbeiten mit der Frage der Devisenmarkteffizienz beschäftigt. Ein Markt wird effizient genannt, wenn die Preisbildung in diesem Markt unter Berücksichtigung aller relevanten Informationen geschieht („A market in which prices always ‚fully reflect‘ available information is called ‚efficient‘“, *Fama* 1970). Da das auf diese Weise definierte Konzept der Effizienz zu abstrakt ist, um direkt getestet zu werden, werden für Effizienztests Gleichgewichtsbeziehungen definiert, die in einem effizienten Markt gelten sollen. Die Gleichgewichtsbeziehungen liefern den Ökonomen testbare Hypothesen.

Devisenmarkteffizienz wird oft anhand der Hypothese der ungedeckten Zinsparität getestet. Ungedekte Zinsparität bedeutet, daß die Renditedifferenz zwischen einer Anlage in der Währung i und einer Anlage in der Währung j der erwarteten Wechselkursveränderung entspricht. Unter diesen Voraussetzungen bildet der k -periodige Terminkurs einen unverzerrten Schätzer für den k Perioden in der Zukunft liegenden Tageskurs.

Die Hypothese der ungedeckten Zinsparität basiert aber nicht nur auf Devisenmarkteffizienz, sondern nimmt zusätzlich an, daß im internationalen Kapitalmarkt risikoneutrale Investoren überwiegen. So führen Kapitalbewertungsmodelle, wie z. B. das *Lucas*-Modell (*Lucas* 1978), nicht notwendigerweise zu dem Ergebnis der ungedeckten Zinsparität, sondern erlauben Abweichungen in Form einer Risikoprämie. Aufgrund dieser Doppelhypothese kann bei Ablehnung von ungedeckter Zinsparität nicht automatisch auf Devisenmarktineffizienz geschlossen werden, da das Modell durch das Fehlen einer Risikoprämie mißspezifiziert sein kann.

* Ich möchte mich bei Peter *Kugler* und Karl *Lenz* von der Universität Bern für nützliche Hinweise bedanken. Ferner habe ich von den Kommentaren zweier anonymer Gutachter profitiert.

Bisherige empirische Arbeiten, die ungedeckte Zinsparität untersuchen, kommen zu unterschiedlichen Ergebnissen. So verwerfen zum Beispiel *Cumby* und *Obstfeld* (1981), *Baillie*, *Lippens* und *McMahon* (1983) und *Gaab*, *Granzio* und *Horner* (1986) die Hypothese von ungedeckter Zinsparität. Andere Arbeiten können ungedeckte Zinsparität nicht ablehnen, wenn das gesamte Datenmaterial zur Schätzung verwendet wird, so z.B. *Cornell* (1977) und *Kohlhagen* (1978). Wenn allerdings das Datenmaterial in Teilperioden aufgespalten wird, muß ungedeckte Zinsparität in den meisten Fällen verworfen werden. Diese Ergebnisse lassen auf eine zeitlich variierende Risikoprämie schließen. Positive Risikoprämien in einer Teilperiode werden durch negative Risikoprämien in anderen Teilperioden ausgeglichen, so daß über den gesamten Beobachtungszeitraum ungedeckte Zinsparität hält, während sie in Teilperioden verworfen werden muß.

Keine der oben zitierten Arbeiten basiert auf DM-Wechselkursen. Im Gegensatz dazu verwendet die vorliegende Arbeit die Deutsche Mark als Referenzwährung. Ungedekzte Zinsparität wird im folgenden sowohl für den gesamten Beobachtungszeitraum, April 1979 bis Oktober 1990, als auch nur für die Teilperiode, April 1983 bis Oktober 1990, geprüft. Der April 1979 wird als Startdatum für den gesamten Beobachtungszeitraum gewählt, da im Vormonat erstmals ECU Leitkurse für den Französischen Franken und die Italienische Lira festgelegt wurden. Für die Teilperiode wird der April 1983 als Startdatum gewählt, da, wie aus Tabelle 1 hervorgeht, nach der Wechselkursanpassung im März 1983 nachfolgende Wechselkursanpassungen seltener vorkamen und im Ausmaß geringer waren. Durch diese Aufteilung des Datenmaterials ist es möglich, den Einfluß von verstärkter Wechselkurskoordination auf ungedeckte Zinsparität zu untersuchen.

Zum Testen der ungedeckten Zinsparität benutze ich eine Methode, die erstmals von *Baillie*, *Lippens* und *McMahon* (1983) in diesem Kontext angewandt wurde. *Baillie*, *Lippens* und *McMahon* testen ungedeckte Zinsparität für den Zeitraum 1973 bis 1980 für die Währungen britisches Pfund, Deutsche Mark, italienische Lira, französischer und Schweizer Franken und kanadischer Dollar. Sie kommen zu dem Schluß, daß ungedeckte Zinsparität in allen Fällen verworfen werden muß. Bei der Methode von *Baillie*, *Lippens* und *McMahon* werden in einem ersten Schritt die Zeitreihen des Tages- und des Terminkurses durch ein Vektor-Autoregressives (VAR) System dargestellt und in einem zweiten Schritt die Kreuzgleichungsrestriktionen, die sich aus der Hypothese der ungedeckten Zinsparität ergeben, getestet. Diese Prozedur ist notwendig, um die Autokorrelation, welche sich bei Verwendung von überlappendem Datenmaterial ergibt, zu vermeiden.

Tabelle 1

Datum der Leitkursänderung	Neuer Leitkurs und prozentuale Änderung		
	Hfl	Lit	FF
15. 5. 79	92,28	2,19	43,30
15. 11. 79	90,47 (2,0%)	2,14 (2,0%)	42,45 (2,0%)
15. 5. 81	–	2,02 (5,6%)	–
16. 11. 81	–	1,85 (8,4%)	39,03 (8,1%)
18. 11. 82	–	1,73 (6,5%)	35,29 (9,6%)
21. 3. 83	88,75 (1,9%)	1,60 (7,5%)	32,61 (7,6%)
22. 7. 85	–	1,47 (8,1%)	–
7. 4. 86	–	1,43 (2,7%)	30,71 (5,8%)
12. 1. 87	–	1,39 (2,8%)	29,82 (2,9%)
8. 1. 90	–	1,34 (3,6%)	–

II. Verwendetes Datenmaterial

Bei den Zeitreihen der Tages- und der 3-monatigen Terminkurse handelt es sich um monatliche Durchschnittswerte der EWS-Währungen französischer Franken, holländischer Gulden und italienische Lira und der Nicht-EWS-Währungen US-Dollar, britisches Pfund und Schweizer Franken. Als Basis für die Durchschnittswerte der Tages- und Terminkurse dient der tägliche Kassamittelkurs, der in Frankfurt um 10 Uhr notiert wird. Beide Zeitreihen werden vierteljährlich von der Deutschen Bundesbank veröffentlicht. Das Datenmaterial wurde logarithmiert, um Linearität zu erreichen. Kleine Buchstaben zeigen die Verwendung von logarithmierten Datenmaterial an.

III. Angewandte Methode

Eine Zeitreihe, welche eine stationäre, invertierbare ARMA Darstellung besitzt, wird als stationär oder von Integrationsordnung 0, $I(0)$, bezeichnet¹. Zeitreihen die im Niveau nicht stationär sind, aber deren erste Differenzen

¹ Eine Zeitreihe X_t ist stationär oder $I(0)$, wenn alle Wurzeln des Polynoms C in

$$X_t = C(L)e_t$$

auf oder außerhalb des Einheitskreises liegen. L bezeichnet den Lagoperator und e einen stochastischen Störterm mit $E(e_t) = 0$, $E(e_t e_s) = 0$ für $s \neq t$ und σ für $s = t$ (vergleiche z.B. Engle und Granger 1987).

diese Bedingung erfüllen, sind von Integrationsordnung 1, I(1). Nur Zeitreihen der gleichen Integrationsordnung können sinnvoll durch ein VAR modelliert werden, außerdem verlangen herkömmliche Testmethoden I(0) Variablen.

Da die Ergebnisse im Teil 4 zeigen, daß sowohl Tages- als auch Terminkurs nicht stationär sind, werden zusätzlich die Tages- und Terminkursdifferenzen ($s_t - s_{t-1} = \Delta s_t$ und $f_t - s_t = fd_t$) auf Stationarität hin untersucht.

Die Stationaritätstests zeigen, daß sowohl s als auch f I(1) Variablen sind, aber $f_t - s_t$ I(0) ist. Somit sind f_t und s_t kointegriert mit Kointegrationsvektor $\alpha = [1 \ -1]$ Granger (1986). Kointegrierte Variablen können durch ein Error Correction Modell dargestellt werden (Engle und Granger 1987):

$$(1) \quad \begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \begin{bmatrix} b_{1i} & b_{1i+1} \\ b_{2i} & b_{2i+1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{bmatrix}$$

u_1 und u_2 sind stochastische, stationäre Fehlerterme und $z_t = f_t - s_t$. Da die Restriktionen, die aus der Hypothese der ungedeckten Zinsparität resultieren, sich nur schwierig auf Gleichungssystem 1 implementieren lassen, forme ich die Error Correction Darstellung in ein VAR-System um².

Die Transformation ist mit Hilfe von Gleichung 2 möglich.

$$(2) \quad \begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix}$$

Es ergibt sich folgendes VAR-System für Δs und fd :

$$(3a) \quad \Delta s_t = \sum_{i=1}^p a_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j fd_{t-j} + u_{s,t}$$

$$(3b) \quad fd_t = \sum_{i=1}^p c_i \Delta s_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j fd_{t-j} + u_{f,t}$$

Gleichungen 3a und 3b können auch in Matrix-Schreibweise dargestellt werden:

$$(3c) \quad Y_t = AY_{t-1} + u_t$$

oder in expandierter Form:

² Diese Argumentationsweise geht auf die Kritik eines anonymen Gutachters zurück. Für Details der Umformung siehe Campbell und Shiller (1988) oder Kugler (1990).

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta s_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta s_{t+1-p} \\ fd_t \\ fd_{t-1} \\ \vdots \\ fd_{t+1-p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & \dots & a_p & b_1 & b_2 & \dots & b_p \\ 1 & 0 & \dots & & & & & 0 \\ 0 & 1 & & & & & & \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & \dots & & 0 \\ c_1 & c_2 & \dots & c_p & d_1 & d_2 & \dots & d_p \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & & & & 1 & 0 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \Delta s_{t-1} \\ \Delta s_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta s_{t-p} \\ fd_{t-1} \\ fd_{t-2} \\ \vdots \\ fd_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{s,t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ u_{f,t} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Um die simultane Hypothese von Rationalität und Abwesenheit einer Risikoprämie zu testen, werde ich dem VAR-System Restriktionen auferlegen, die sich aus der ungedeckten Zinsparität ergeben. Ungedeckte Zinsparität verlangt, daß der heutige dreimonatige Terminkurs ein unverzerrter Schätzer für den drei Monate in der Zukunft liegenden Tageskurs ist:

$$(4) \quad f_t = s_{t+3} + u_t$$

oder durch die Erwartungswerte der Tages- und Terminkursdifferenz ausgedrückt:

$$(4a) \quad fd_t = E_t(\Delta s_{t+1}) + E_t(\Delta s_{t+2}) + E_t(\Delta s_{t+3})$$

Die Differenzterme, die in Gleichung 4a auftauchen, können als VAR-Vorhersagen zum Zeitpunkt $t - 1$ ausgedrückt werden

$$(5) \quad E_{t-1}(\Delta s_{t+k}) = z_1' A^{k+1} Y_{t-1}$$

$$da \ Y_{t+k} = A^{k+1} Y_{t-1} + \sum_{j=0}^k A^j u_{t+k-j}$$

An dieser Stelle ist es hilfreich, zwei Vektoren, z_1 und z_2 , mit Dimension $2p$ zu definieren. z_1 besteht bis auf das erste Element, welches eine eins ist, nur aus Nullen, während im Vektor z_2 das $p + 1$ Element eine eins ist und alle anderen Elemente gleich Null sind. Mit Hilfe dieser Vektoren kann die Tageskursdifferenz als

$$(5a) \quad fd_t = z_2' A Y_{t-1}$$

geschrieben werden. Die Definitionen der Tages- und Terminkursdifferenzen aus Gleichung 5 und 5a ermöglichen es nun, die Nullhypothese der ungedeckten Zinsparität, wie sie in Gleichung 4a beschrieben wurde, ausschließlich mit den Elementen des VAR Systems auszudrücken:

$$(6) \quad z_1'(A^4 Y_{t-1} + A^3 Y_{t-1} + A^2 Y_{t-1}) - z_2' A Y_{t-1} = 0$$

Aus Gleichung 6 wird die zu testende Nullhypothese dieser Arbeit gewonnen:

$$H_0: 0 = z_1'(A^4 + A^3 + A^2) - z_2' A$$

H_0 wird gegen die Alternativhypothese von Nicht-Rationalität oder Vorliegen einer Risikoprämie im Devisenmarkt getestet:

$$H_1: 0 \neq z_1'(A^4 + A^3 + A^2) - z_2' A$$

Die Null-Hypothese ist ein $2p$ Vektor, der nicht-lineare Restriktionen für den Vektor ψ generiert.

$$(7) \quad r(\psi) = z_1'(A^4 + A^3 + A^2) - z_2' A$$

Diese Restriktionen können durch einen Likelihood-Ratio-Test getestet werden. Dazu ist es aber nötig, Gleichung 1 sowohl mit als auch ohne die Restriktionen zu schätzen. Durch die Nicht-Linearität der Restriktionen ist es sehr aufwendig, Gleichung 1 unter Berücksichtigung der Restriktionen zu schätzen. Daher verzichte ich auf die Anwendung eines Likelihood-Ratio-Tests. Stattdessen werde ich einen Wald-Test zur Anwendung bringen. Für einen Wald Test ist es nur nötig, das Modell frei von Restriktionen zu schätzen. Die Teststatistik für den nicht-linearen Fall ist (Harvey 1981):

$$W = (r(\psi))' (R' I^*{}^{-1}(\psi) R)^{-1} (r(\psi))$$

Die Wald-Statistik ist χ^2 verteilt, mit $2p$ Freiheitsgraden. I^* ist die Informationsmatrix, welche in diesem Fall $\Omega \oplus (X'X)$ ist. Ω ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehlerterme des VAR-Systems, und $X'X$ ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der unabhängigen Variablen. R ist die Matrix der Ableitungen $\delta r(\psi) / \delta \psi$, welche in diesem Fall durch:

$$R = \left[\frac{\sum_{j=0}^3 (z_1' A'^j z_1) A^{3-j} + \sum_{j=0}^2 (z_1' A'^j z_1) A^{2-j} + \sum_{j=0}^1 (z_1' A'^j z_1) A^{1-j}}{\sum_{j=0}^3 (z_2' A'^j z_1) A^{3-j} + \sum_{j=0}^2 (z_2' A'^j z_1) A^{2-j} + \sum_{j=0}^1 (z_2' A'^j z_1) A^{1-j} - I} \right]$$

dargestellt werden kann (Schmidt 1974).

IV. Empirische Resultate

Die Stationarität der Zeitreihen der Tages- und Terminkurse wird durch den *Stock-Watson-Test* überprüft (*Stock und Watson 1988*). *Stock und Watson* testen die Nullhypothese, daß die Zeitreihenvariablen X_t mit der Dimension n , $k \leq n$ gemeinsame stochastische Trends besitzen, gegen die Alternativhypothese von $m < k$ gemeinsame stochastische Trends. Es wird also der Rang des Kointegrationsvektors α in

$$(8) \quad \alpha' X_t = e_t$$

bestimmt. e_t ist eine $I(0)$ Variable. Für den Sonderfall $n = 1$, $k = 1$ und $m = 0$ ist die Nullhypothese des *Stock-Watson-Tests* Nicht-Stationarität. In dieser Arbeit werden zwei Formen des *Stock-Watson-Tests* angewendet. Die erste Form erlaubt einen von Null verschiedenen Startwert von X_t , aber keinen von der Zeit abhängigen Trend. Die zweite Form des *Stock-Watson-Tests* erlaubt sowohl einen von Null verschiedenen Startwert X_0 als auch einen Zeittrend.

Aufgrund der Ergebnisse dieser Tests, die in den Tabelle 2a und 2b aufgeführt sind, werde ich im folgenden nur noch mit den Tages- und Termini-kursdifferenzen ($S_t - S_{t-1}$ und $F_t - S_t$) arbeiten.

Tabelle 2a

Werte des *Stock-Watson-Tests* für die Termin- und Tageskurse

Währung		79,6 - 90,10		83,4 - 90,1	
		τ	μ	τ	μ
Hfl	Tageskurs	- 18,5 ^{c)}	- 8,6	- 17,3	- 21,9 ^{a)}
	Terminkurs	- 20,0 ^{c)}	- 8,7	- 20,8 ^{c)}	- 15,4 ^{b)}
FF	Tageskurs	- 1,5	- 1,5	- 5,6	- 2,7
	Terminkurs	- 2,5	- 2,0	- 6,4	- 3,8
US\$	Tageskurs	- 8,0	- 3,0	- 8,0	- 1,0
	Terminkurs	- 8,0	- 3,0	- 8,0	- 1,0
SFr	Tageskurs	- 10,5	- 9,6	- 18,8 ^{c)}	- 11,1
	Terminkurs	- 12,0	- 11,4 ^{c)}	- 22,2 ^{b)}	- 14,3 ^{b)}
Lit	Tageskurs	- 1,3	- 1,3	- 3,5	- 1,4
	Terminkurs	- 2,0	- 1,6	- 3,6	- 1,6
£	Tageskurs	- 8,0	- 3,0	- 8,0	- 1,0
	Terminkurs	- 8,0	- 3,0	- 8,0	- 1,0

Tabelle 2b

Werte des Stock-Watson-Tests für die Termin- und Tageskursdifferenzen

Währung		79,6 - 90,10		83,4 - 90,1	
		τ	μ	τ	μ
Hfl	Tageskurs	- 90,0 ^{a)}	- 90,0 ^{a)}	- 71,0 ^{a)}	- 68,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 111,0 ^{a)}	- 105,0 ^{a)}	- 90,0 ^{a)}	- 89,0 ^{a)}
FF	Tageskurs	- 101,0 ^{a)}	- 99,0 ^{a)}	- 67,0 ^{a)}	- 63,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 37,0 ^{a)}	- 32,0 ^{a)}	- 41,0 ^{a)}	- 16,0 ^{a)}
US\$	Tageskurs	- 105,0 ^{a)}	- 102,0 ^{a)}	- 73,0 ^{a)}	- 72,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 143,0 ^{a)}	- 143,0 ^{a)}	- 94,0 ^{a)}	- 93,0 ^{a)}
SFfr	Tageskurs	- 90,0 ^{a)}	- 91,0 ^{a)}	- 68,0 ^{a)}	- 68,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 120,0 ^{a)}	- 103,0 ^{a)}	- 80,0 ^{a)}	- 78,0 ^{a)}
Lit	Tageskurs	- 102,0 ^{a)}	- 99,0 ^{a)}	- 73,0 ^{a)}	- 70,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 70,0 ^{a)}	- 48,0 ^{a)}	- 62,0 ^{a)}	- 20,0 ^{b)}
£	Tageskurs	- 93,0 ^{a)}	- 92,0 ^{a)}	- 65,0 ^{a)}	- 64,0 ^{a)}
	Terminkurs	- 139,0 ^{a)}	- 135,0 ^{a)}	- 90,0 ^{a)}	- 90,0 ^{a)}

τ = Werte des Stock-Watson-Tests unter der Annahme eines von Null verschiedenen Startwertes und Zeittrends, μ = Startwert von Null verschieden aber Zeittrend gleich Null; a = signifikant auf dem 1% Niveau, b = signifikant auf dem 5% Niveau, c = signifikant auf dem 10% Niveau.

Für die Berechnung der Anzahl der verzögerten Variablen benutze ich das *Akaike*-, das *Schwarz*- und das *Hannan-Quinn*-Kriterium. Alle diese Kriterien bestehen aus zwei Komponenten. Die erste Komponente bewertet, wie gut das gewählte Modell das Datenmaterial beschreibt, während die zweite Komponente Überparametrisierung bestraft.

Zusätzlich zu den obengenannten Kriterien wird die *Portmanteau-Q*-Statistik berechnet. Diese Statistik testet auf Autokorrelation der Fehlerterme. Die Resultate dieser Tests und die von mir gewählte endgültige Anzahl von Verzögerungen sind in Tabelle 3 aufgeführt. Im Zweifelsfall habe ich die Anzahl an Verzögerungen gewählt, bei der die *Portmanteau-Q*-Statistik anzeigt, daß die Fehlerterme frei von Autokorrelation sind.

Da bei Wechselkursdatenmaterial oft Heteroskedastizität vorliegt, benutze ich den *Goldfeld-Quandt*-Test, um die Fehlerterme der Gleichungen 3a und 3b auf Heteroskedastizität zu untersuchen. Die Werte der F-Statistik in den beiden ersten Spalten von Tabelle 4 sind nicht signifikant, und ich kann daher die Nullhypothese von Homoskedastizität nicht ablehnen.

Tabelle 3

Währung	Anzahl der Verzögerungen									
	79,6 - 90,10					83,4 - 90,10				
	A I C	S C H	H Q	Portm.- Q-St.	im VAR	A I C	S C H	H Q	Portm.- Q-St.	im VAR
Hfl	1	1	1	3	3	12	2	7	4	4
FF	2	2	2	2	2	2	2	2	4	4
US\$	2	1	2	2	2	2	1	2	2	2
SFr	3	2	3	2	2	3	1	3	2	3
Lit	2	2	2	4	4	11	2	2	4	4
£	4	1	3	3	3	4	1	4	2	2

Tabelle 4

	Goldfeld-Quandt 79,6 - 90,10		Waldstatistik	
	$s_t - s_{t-1}$	$f_t - s_t$	79,6 - 90,10	83,4 - 90,10
Hfl	1,16	1,34	48,4 ^{a)}	52,5 ^{a)}
FF	0,1	0,24	9,1 ^{c)}	23,6 ^{a)}
US\$	1,16	1,34	4,0	2,0
SFr	0,63	0,43	10,1 ^{b)}	20,3 ^{a)}
Lit	0,32	0,18	50,1 ^{a)}	48,8 ^{a)}
£	0,91	0,31	3,6	2,1

In der dritten Spalte von Tabelle 4 sind die Werte der Wald-Statistik aufgeführt. Während für den holländischen Gulden, den französischen und Schweizer Franken und die italienische Lira die Hypothese, daß der Terminkurs ein unverzerrter Schätzer für den zukünftigen Tageskurs ist, abgelehnt werden muß, kann für den US-Dollar und das britische Pfund diese Hypothese nicht verworfen werden. Wie die letzte Spalte der Tabelle 4 zeigt, sind die Resultate unabhängig von den gewählten Beobachtungszeiträumen.

V. Schlußfolgerungen

In dieser Arbeit wird die Hypothese der ungedeckten Zinsparität für den Zeitraum Mai 1979 bis Oktober 1990 getestet. Um die Nullhypothese zu testen, werden Termin- und Tageskursdifferenz durch ein VAR-System dargestellt und die sich aus der ungedeckten Zinsparität ergebenden Restriktionen getestet. Diese Prozedur ist notwendig, um das aus dem überlappenden Datenmaterial resultierende Problem der Autokorrelation der Fehlerterme zu begegnen. Ich muß die Hypothese von ungedeckter Zinsparität für den französischen und Schweizer Franken, den holländischen Gulden und die italienische Lira ablehnen. Für den US-Dollar und das britische Pfund kann ich ungedeckte Zinsparität nicht verwerfen. Aufgrund der Doppelhypothese von Markteffizienz und Abwesenheit einer Risikoprämie kann nicht entschieden werden, ob die Abweichungen von der ungedeckten Zinsparität auf Ineffizienz im Devisenmarkt zurückzuführen sind, oder ob eine Risikoprämie dafür verantwortlich ist.

Auch für den Zeitraum April 1983 bis Oktober 1990, einer Periode, in der Leitkursanpassungen innerhalb des Europäischen Währungssystems seltener vorkamen und von geringerer Größe waren, sind die Ergebnisse unverändert. Dies ist insofern erstaunlich, als man a priori erwarten würde, daß in einem stärker koordinierten Devisenmarkt aufgrund der geringeren Wechselkursvolatilität die Finanzvariablen besser durch die Gleichgewichtsbeziehung der ungedeckten Zinsparität beschrieben werden. Aber aus der Tatsache, daß ungedeckte Zinsparität für nicht EWS-Währungen eher hält als für EWS-Währungen, und daß sich die Ergebnisse des zweiten Beobachtungszeitraumes von denen des Ersten nicht unterscheiden, kann geschlossen werden, daß Währungscoordination keinen Einfluß auf die ungedeckte Zinsparität hat.

Interessant sind die Ergebnisse für den US-Dollar und das britische Pfund. Für beide Währungen kann ungedeckte Zinsparität nicht verworfen werden. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem von *Chiang* und *Hindelang* (1988), die ungedeckte Zinsparität für die Periode Oktober 1979 bis Februar 1984 unter Verwendung von Wechselkursdaten auf US-Dollar-Basis schätzen. *Chiang* und *Hindelang* können ungedeckte Zinsparität zwischen US-Dollar und DM nicht verwerfen. *Frankel* und *MacArthur* (1988) dagegen lehnen ungedeckte Zinsparität zwischen dem US-Dollar und der DM für den Zeitraum September 1982 bis Dezember 1986 ab. Allerdings benutzen beide Studien einmonatige Terminkurse. Bei diesem Datenmaterial entfällt das oben angesprochene Überlappungsproblem, und ungedeckte Zinsparität kann auf konventionellem Wege getestet werden. Zwischen diesen bei-

den Studien und der vorliegenden Arbeit besteht also sowohl ein Unterschied in dem verwendeten Datenmaterial als auch in der ökonometrischen Methode. Diese Unterschiede erklären die Abweichungen der Ergebnisse zwischen der Frankel und MacArthur-Studie und dieser Arbeit.

Literatur

Baillie, Richard T., Lippens, Robert E., and McMahon, Patrick C. (1983): Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Exchange Market, *Econometrica* Vol. 51, S. 553 - 563. – Campbell, John und Shiller, Robert J. (1988): Interpreting Cointegrated Models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, S. 502 - 522. – Chiang, Thomas C., Hindelang, Thomas J. (1988): Forward Rate, Spot Rate and Risk Premium: An Empirical Analysis, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 124 (1) S. 74 - 88. – Cornell, Bradford (1977): Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 1977 S. 55 - 65. – Cumby, R. E. und Obstfeld, M. (1981): A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rate Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis, *Journal of Finance* 36, S. 697 - 704. – Engle, Robert F. und Granger, C. W. J. (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* Vol. 55, No. 2, S. 251 - 276. – Fama, Eugene F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, S. 383 - 417. – Frankel, J. A. und MacArthur, A. T. (1988): Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries, *European Economic Review* 32, S. 1083 - 1121. – Gaab, W., Granziol, M. J. und Horner, M. (1986): On Some International Parity Conditions, *European Economic Review* 30, S. 683 - 713. – Granger, C. W. J. (1986): Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, S. 213 - 228. – Harvey, A. C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan, Oxford. – Kohlhaagen, Steven W. (1978): *The Behavior of Foreign Exchange Markets: A Critical Survey of the Empirical Literature*, New York. – Kugler, Peter (1990): The Term Structure of Euro Interest Rates and Rational Expectations, *Journal of International Money and Finance*, 9, S. 234 - 244. – Lucas, R. E. (1978): Asset Prices in an Exchange Economy, *Econometrica*, November 1978, 46, S. 1429 - 1446. – Schmidt, P. (1974): The Asymptotic Distribution of Forecasts in the Dynamic Simulation of an Econometric Model, *Econometrica*, 42, S. 303 - 309. – *Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank*, Reihe 5, Die Währungen der Welt, Tabellen 5c und 7, Jahrgänge 1979 bis 1990. – Stock, James H. und Watson, Mark W. (1988): Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, No. 404, S. 1097 - 1107.

Zusammenfassung

Ungedeckte Zinsparität im Europäischen Währungssystem

Diese Arbeit untersucht den Einfluß von Wechselkurskoordination auf die Gleichgewichtsbeziehung der ungedeckten Zinsparität. Dafür wird ungedeckte Zinsparität für die EWS-Währungen holländischer Gulden, italienische Lira, und französischer

Franken und die Nicht-EWS Währungen US-Dollar, britisches Pfund und Schweizer Franken getestet. Der Beobachtungszeitraum beginnt im April 1979 und endet im Oktober 1990, alle Wechselkurse sind auf DM-Basis. Um den Einfluß von sich im Zeitablauf verstärkender Wechselkurskoordination zu erfassen, wird der Untersuchungszeitraum in zwei Teilperioden aufgespalten. Die Perioden werden so gewählt, daß in der ersten Periode die EMS-Leitkurse häufig geändert wurden, während in der zweiten Periode Leitkursänderungen seltener vorkamen und im Ausmaß geringer waren.

Die a priori Vermutung, daß stärkere Wechselkurskoordination ein günstigeres Umfeld für die ungedeckte Zinsparität bietet, wird nicht bestätigt. Während für die Nicht-EWS-Währungen die Nullhypothese von ungedeckter Zinsparität nicht verworfen werden kann, wird ungedeckte Zinsparität für alle drei EWS-Währungen abgelehnt. Die Resultate sind unabhängig davon, ob für den gesamten Beobachtungszeitraum oder nur für eine Teilperiode getestet wird. Die Ergebnisse dieser Arbeit lassen vermuten, daß Währungscoordination keinen Einfluß auf die ungedeckte Zinsparität hat.

Summary

Uncovered Interest Parity in the European Monetary System

This study examines the impact of exchange rate coordination on the uncovered interest parity relationship. For this purpose, I tested uncovered interest parity for the EMS currencies: Dutch Guilder, Italian Lira and French Franc and the non EMS currencies: US Dollar, Pound Sterling and Swiss Franc over the period April 1979 to October 1990. All exchange rates are quoted against the German Mark. To grasp the impact of enhanced exchange rate coordination over time, the sample is split up into two sub-samples. The sub-samples were chosen in such a way that in the first period, exchange rate parity changes in the EMS occurred frequently while in the second period changes were made less frequently and to a lesser extent.

The a priori assumption that uncovered interest parity holds better in a coordinated market than in a non coordinated market is not supported by the empirical evidence. While I cannot reject the zero hypothesis of uncovered interest parity for any non-EMS currency, I have to reject the zero hypothesis for all three EMS currencies. Splitting the sample and testing only one sub-sample does not change the results. The results of this study suggest that exchange rate coordination has no effect on the uncovered interest parity.

Résumé

Parité des taux d'intérêt non-couverts dans le système monétaire européen

Cette étude examine l'influence de la coordination des cours des changes sur le rapport d'équilibre de la parité des taux d'intérêt non-couverts. Pour cela, je testerai la parité des taux d'intérêt non-couverts de monnaies membres du SME (florin, lire, franc français) et de monnaies n'étant pas membres du SME (dollar, livre sterling,

franc suisse) sur une période allant d'avril 1979 à octobre 1990. Tous les cours des changes sont cotés contre le mark allemand. De façon à saisir l'impact du renforcement de la coordination des cours des changes, la période d'observation sera divisée en deux parties. La première partie décrit une période d'observation pendant laquelle les taux des changes fluctuent fréquemment. La deuxième partie montre une fluctuation moins fréquente et moins importante.

La présomption a priori que la parité des taux d'intérêt non-couverts est plus soutenue dans un marché coordonné que non-coordonné n'est soutenu par aucune évidence empirique. L'hypothèse nulle de la parité des taux d'intérêt non-couverts pour les monnaies non-membres du SME ne peut pas être rejetée, alors que je dois rejeter l'hypothèse nulle pour les monnaies membres du SME. La division de la période d'observation et le test alternatif de chacune des deux parties ne change pas les résultats. Cette étude nous permet de conclure que la coordination des cours des changes n'a aucun effet sur la parité des taux d'intérêt non-couverts.