

Einige Bemerkungen zur empirischen Überprüfung der Effizienzhypothese für Devisenterminmärkte*

Von Heinrich W. Ursprung, Blacksburg VA

1. Einleitung

Ein Devisenterminmarkt wird im Anschluss an Fama (1970) als *effizient* bezeichnet, wenn auf öffentlich verfügbare Informationen angewiesene Spekulanten darauf keine unüblichen, systematischen Gewinne erzielen können. Bei der Beurteilung der Frage, ob Spekulationsgewinne unüblich hoch sind, muss natürlich das *Spekulationsrisiko* adäquat berücksichtigt werden. Die Abschätzung des Spekulationsrisikos erweist sich jedoch auf Devisenterminmärkten als besonders problematisch¹. Es ist deshalb sinnvoll, zuerst einmal abzuklären, ob Devisenterminmärkte überhaupt systematische, positive Spekulationsgewinne zulassen. Ist dies nicht der Fall, so kann man mit Bilson (1981) von *spekulativer Effizienz* sprechen.

Aus der Definition der spekulativen Effizienz geht unmittelbar hervor, dass Devisenterminmärkte – bei Vernachlässigung jeglicher Transaktionskosten – genau dann spekulativ effizient sind, wenn die Terminkurse die *besten mittleren Prognosen* für die zukünftigen Kassakurse liefern. Diese hinreichende Effizienzbedingung ist schon oft und mit unterschiedlichen Ergebnissen empirisch überprüft worden². Der herkömmliche Ansatz der Überprüfung versucht, im Rahmen eines Regressionsmodells Determinanten des relativen Prognosefehlers des Terminkurses (= effektive Gewinnrate der Devisenterminspekulation) zu isolieren. Erweist sich dabei eine Determinante als signifikant, so wird die Hypothese der spekulativen Effizienz verworfen. Diese Art von *«in-sample»* Test ist jedoch gegen die zu überprüfende Hypothese eingenommen, denn es wird damit implizit unterstellt, dass die Spekulanten die im Zeitpunkt der Spekulationsentscheidung nicht beobachtbaren Regressionsparameter kennen. Darüber hinaus geht dieser Ansatz davon aus, dass mit der Devisenterminspekulation keine nennenswerten Transaktionskosten verbunden sind.

Eine unvoreingenommene empirische Überprüfung der Hypothese der spekulativen Effizienz darf logischerweise lediglich vom *«post-sample»* *Prognosepotential* des ihr zugrunde liegenden Regressionsmodells ausgehen. Ein derartiger Test

* Die vorliegende Arbeit wurde vom Schweizerischen Nationalfonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung unterstützt. John F. O. Bilson hat mir freundlicherweise seine Datenbank zur Verfügung gestellt.

¹ Vgl. dazu Levich (1978), S. 261.

² Vgl. dazu z.B. Frankel (1980), Geweke/Feige (1979), Hakkio (1980), Hansen/Hodrick (1980), Longworth (1979) und Tyron (1979), sowie die in Levich (1978) zitierte einschlägige Literatur.

wurde von M. Granziol in Heft 4/1980 dieser Zeitschrift vorgestellt³. Dabei gelangt Granziol zum Ergebnis, dass die Hypothese der spekulativen Effizienz und damit natürlich auch die Markteffizienzhypothese – Granziol untersucht den SFr/\$- und den SFr/DM-Einmonatsterminmarkt im Zeitraum 1978/79 – nicht verworfen werden kann, wenn man die bei einer Devisenterminspekulation anfallenden *Transaktionskosten* berücksichtigt⁴.

Die folgenden Ausführungen zeigen, dass dieses Resultat ganz entscheidend (i) vom verwendeten *Datenmaterial*, (ii) von der Art der *Berechnung der Transaktionskosten*, (iii) von der betrachteten *Spekulationstrategie* sowie (iv) von der implizit getroffenen Annahme der *Risikoneutralität* abhängt.

2. Das Datenmaterial

Granziol verwendet in seiner Untersuchung die von der Neuen Züricher Zeitung (NZZ) publizierten *Devisenkonventionskurse* (Monatsendwerte) und schätzt damit die Regressionsgleichungen

$$r_1(t+1) = \alpha_1 + \sum_{i=0}^2 \beta_{1i} r_1(t-i) + \sum_{i=0}^2 \gamma_{1i} r_2(t-i) + \varepsilon_1(t+1) \quad (1)$$

Tabelle 1

	I		II	
$\hat{\alpha}_1$	+ 0,003	(- 0,80)	- 0,004	(- 0,95)
$\hat{\beta}_{10}$	- 0,456*	(- 2,83)	- 0,571*	(- 3,48)
$\hat{\beta}_{11}$	+ 0,231	(+ 1,38)	+ 0,260	(+ 1,40)
$\hat{\beta}_{12}$	- 0,005	(- 0,03)	+ 0,050	(+ 0,28)
$\hat{\gamma}_{10}$	+ 1,156*	(+ 4,71)	+ 1,147*	(+ 5,09)
$\hat{\gamma}_{11}$	- 0,101	(- 0,34)	- 0,236	(- 0,68)
$\hat{\gamma}_{12}$	+ 0,049	(+ 0,16)	- 0,096	(- 0,28)
R^2	0,37		0,37	
(D.W.)	1,97		1,97	
$\hat{\alpha}_2$	- 0,001	(- 0,42)	- 0,001	(- 0,50)
$\hat{\beta}_{20}$	- 0,167	(- 1,59)	- 0,294*	(- 3,03)
$\hat{\beta}_{21}$	- 0,013	(- 0,12)	+ 0,026	(+ 0,24)
$\hat{\beta}_{22}$	- 0,054	(- 0,52)	- 0,040	(- 0,38)
$\hat{\gamma}_{20}$	+ 0,392*	(+ 2,45)	+ 0,580*	(+ 3,53)
$\hat{\gamma}_{21}$	+ 0,084	(+ 0,43)	+ 0,064	(+ 0,31)
$\hat{\gamma}_{22}$	+ 0,043	(+ 0,22)	+ 0,016	(+ 0,08)
R^2	0,13		0,25	
(D.W.)	2,02		2,02	

Anmerkung: Signifikant von null verschiedene Koeffizienten sind mit einem Stern (*) markiert.

³ Ein weiterer derartiger «post-sample» Test findet sich in Bilson (1981).

⁴ Die Effizienz des Schweizer-Franken *Spotmarkts* wird z.B. in Gerber (1980) und Heri (1981) untersucht.

und

$$r(t+1) = \alpha_2 + \sum_{i=0}^2 \beta_{2i} r_1(t-i) + \sum_{i=0}^2 \gamma_{2i} r_2(t-i) + \varepsilon_2(t+1) \quad (2)$$

einzelnen mittels OLS für die Periode 1975.05–1979.12⁵. $r_1(t)$ bzw. $r_2(t)$ steht dabei für die im Zeitpunkt t anfallende effektive Gewinnrate einer Devisenterminspekulation auf dem SFr/\$- bzw. SFr/DM-Markt⁶. Die von Granzio geschätzten Parameter und Teststatistiken (t -Werte, R^2 und D.W.) sind in Tabelle 1, Spalte I festgehalten.

Tabelle 2

	NZZ-Daten				HBWB-Daten			
	I $r_1(t)$	II $r_1^e(t)$	III $r_2(t)$	IV $r_2^e(t)$	V $r_1(t)$	VI $r_1^e(t)$	VII $r_2(t)$	VIII $r_2^e(t)$
1978.01	-0,75	-2,13	-1,64	-1,64	0,26	-0,83	-0,98	-0,74
02	-5,60	-2,88	-2,11	-1,62	-5,85	-3,02	-3,51	-2,70
03	-1,07	-1,59	1,14	-1,61	-1,77	-0,42	1,33	0,32
04	4,08	-2,32	1,72	-1,01	7,09	2,78	2,81	1,61
05	-1,83	0,52	-3,48	0,34	0,60	-1,12	-2,06	-1,20
06	-1,60	-0,58	-0,78	-0,16	-4,58	-2,05	-2,66	-1,42
07	-5,86	-0,40	-4,52	-0,07	-4,57	-2,24	-3,46	-1,71
08	-5,65	-2,37	-3,52	-1,47	-3,91	-2,00	-2,92	-1,52
09	-4,73	-3,40	-2,84	-2,11	-7,23	-2,79	-3,86	-1,88
10	-3,81	-3,33	-7,02	-2,43	-2,36	4,05	6,68	4,53
11	15,85	1,87	4,80	1,73	15,18	4,36	5,47	-1,29
12	-5,11	1,35	-0,34	1,40	-6,29	-0,71	-1,17	0,91
1979.01	5,32	4,65	2,12	0,12	5,05	1,13	2,72	-0,29
02	-0,75	-2,70	-0,55	-1,96	-0,42	-1,15	-0,78	-0,61
03	2,69	0,53	0,89	0,20	2,61	0,23	1,10	-0,34
04	2,79	-0,64	0,28	-0,68	2,07	-0,61	0,12	-0,78
05	1,02	-0,26	0,11	-0,33	1,98	-0,20	0,04	-0,53
06	-3,11	0,29	-0,33	-0,39	-3,94	0,16	-0,01	0,92
07	0,00	0,53	0,89	-0,08	0,00	0,14	0,47	0,13
08	1,06	-0,06	0,66	0,05	1,69	0,19	0,86	-0,10
09	-5,17	0,18	-1,39	0,22	-5,42	-0,33	-1,11	0,69
10	7,50	0,01	3,98	0,08	7,88	2,12	3,88	0,05
11	-2,46	0,05	0,97	-0,19	-3,13	0,99	0,45	1,14
12	0,47	3,76	0,00	1,36	0,63	-0,10	0,40	-0,03

Anmerkung: Alle Werte sind in Prozenten ausgedrückt.

⁵ Die vom theoretischen Standpunkt aus gesehen befriedigenderen Full Information Maximum Likelihood (FIML) Schätzungen führen zum selben Ergebnis.

⁶ Die effektiven Gewinnraten $r_1(t)$ sind definiert als Differenz zwischen dem natürlichen Logarithmus des effektiven SFr/\$-Kassakurses im Zeitpunkt t und dem natürlichen Logarithmus des Einmonatsterminkurses auf dem SFr/\$-Markt im Zeitpunkt $t-1$. $r_2(t)$ ist analog definiert.

Granziol schliesst nun von den signifikant von null verschiedenen Parametern β_{10} , γ_{10} und γ_{20} richtigerweise nicht direkt auf eine spekulative Ineffizienz. Er schätzt vielmehr die Gleichungen (1) und (2) für die Periode 1975.05–1977.12 und berechnet damit die für 1978.01 erwarteten Gewinnraten r_1^e und r_2^e . Anschliessend verlängert er die Schätzperiode sukzessive um einen Monat und berechnet die erwarteten Gewinnraten auf beiden Märkten bis 1979.12. Die für $r_1^e(t)$ und $r_2^e(t)$ derart berechneten Werte sind zusammen mit den effektiven Gewinnraten $r_1(t)$ und $r_2(t)$ in Tabelle 2 (Spalten I bis IV) wiedergegeben.

Die sich aus diesen Werten ergebenden durchschnittlich realisierbaren Bruttogewinnraten r_1^b und r_2^b betragen 1,37 % bzw. 1,06 %. Stellt man die durchschnittlichen Kosten k_1 und k_2 der beiden jeweils getätigten Transaktionen in Rechnung, so gelangt man zu den durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten $r_1^n = r_1^b - k_1 = 1,37\% - 1,70\% = -0,33\%$ und $r_2^n = r_2^b - k_2 = 1,06\% - 1,10\% = -0,04\%$ ⁷. Aus den *negativen* Werten von r_1^n und r_2^n schliesst Granziol, dass regelmässige, gewinnbringende Spekulationen mit Hilfe von Prognosen für zukünftige Kassakurse, die auf bereits realisierten Kassa- und Terminkursen basieren, auf dem SFr/\$- und dem SFr/DM-Markt in der Periode 1978/79 nicht möglich waren. Dies bedeutet, dass die Markteffizienzhypothese nicht verworfen werden kann.

Schätzt man nun die Regressionsgleichungen (1) und (2) mit der gleichen Methode (OLS) und für den gleichen Zeitraum (1975.05–1979.12) mit den *international gebräuchlichen Daten*, die von der Harris Bank and Trust (Chicago) im Harris Bank Weekly Bulletin (HBWB) publiziert werden, so gelangt man zu den in Tabelle 1, Spalte II festgehaltenen Parametern und Teststatistiken⁸. Vergleicht man diese Resultate mit denjenigen Granziols, so zeigen sich doch erhebliche Unterschiede. Diese Unterschiede werden noch markanter, wenn man, ganz analog zum Vorgehen Granziols, die effektiven und erwarteten Gewinnraten $r_i(t)$ und $r_i^e(t)$, sowie die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten r_i^n ($i = 1, 2$) für die Periode 1978/79 berechnet. Die Ergebnisse für $r_i(t)$ und $r_i^e(t)$ finden sich in Tabelle 2 (Spalten V bis VIII). Was die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten anbelangt, so vermindert sich r_2^n von $-0,04\%$ auf $-0,16\%$, währenddem r_1^n von $-0,33\%$ auf $0,99\%$ steigt. Aus dem *positiven* Wert von r_1^n darf man nun aber noch nicht auf eine *spekulative Ineffizienz* des SFr/\$-Terminmarktes schliessen. Geht man nämlich von einer Normalverteilung der realisierbaren Gewinnraten aus, so erweist sich r_1^n nicht als *signifikant* grösser als null. Die Wahrscheinlichkeit, mit der r_1^n positiv ist, beträgt aber immerhin etwa 85 %.

⁷ Die Berechnung von k_1 und k_2 wird in Abschnitt 3 diskutiert.

⁸ Man beachte, dass es sich bei den verwendeten HBWB-Daten ebenfalls um die Monatsendwerte handelt.

3. Die Berechnung der Transaktionskosten

Granzio identifiziert die Kosten einer Devisenmarkttransaktion mit der Differenz zwischen Mittel- und An- bzw. Verkaufskurs. Ausgehend von den in der NZZ ausgewiesenen An- und Verkaufskursen, gelangt er zum Ergebnis, dass in der Periode 1978/79 die Kosten einer beliebigen Devisenmarkttransaktion im Durchschnitt 0,85 % (SFr/\$-Markt) bzw. 0,55 % (SFr/DM-Markt) betrugen. Diese Art der Abschätzung der Transaktionskosten ist aus zweierlei Gründen problematisch. Erstens gelten die von Granzio verwendeten Devisenkurse nur für kleinere Transaktionen (bis zu 180'000 SFr) zwischen dem *schweizerischen Bankensystem* und Nichtbanken. Es handelt sich dabei also sicher nicht um die für einen potentiellen Spekulanten relevanten Kurse. Zweitens berücksichtigt Granzio nur die Differenz zwischen Mittel- und An- bzw. Verkaufskurs bei der Berechnung der Transaktionskosten. Damit vernachlässigt er diejenigen Transaktionskosten, die man im weitesten Sinn als *Informationskosten* bezeichnen könnte.

Da in den verfügbaren Statistiken kein «spread» für die hier relevanten Devisenkurse ausgewiesen wird⁹ und die Informationskosten ohnehin kaum direkt abschätzbar sind, wird im folgenden in aller Kürze die auf der sogenannten *Dreiecksarbitrage* basierende indirekte Methode der Berechnung der Transaktionskosten vorgestellt¹⁰.

Jedermann, der z.B. mit Schweizer Franken Dollars erwerben will, kauft die gewünschten Dollars indirekt (indem er z.B. zuerst DM kauft und diese dann in \$ umtauscht), wenn die gesamten Transaktionskosten des indirekten Kaufs kleiner sind als die bei einem direkten Kauf anfallenden Transaktionskosten, d.h. wenn

$e_1(1+k) > e_2e_3(1+k)^2$ bzw. $\frac{e_1}{e_2e_3} > 1+k$ gilt [e_1 bezeichnet hier den SFr/\$-Kurs (Mittelkurs!), e_2 den SFr/DM-Kurs, e_3 den DM/\$-Kurs und k die Transaktionskosten]. Dieses Verhalten beschränkt den Ausdruck $\frac{e_1}{e_2e_3}$ offensichtlich nach oben.

$\sup\left(\frac{e_1}{e_2e_3} - 1\right)$ stellt mithin eine obere Schranke der Transaktionskosten k dar. Aus einer analogen Betrachtung der Käufer von Schweizer Franken geht unmittelbar hervor, dass auch $\sup\left(\frac{e_2e_3}{e_1} - 1\right)$ einer oberen Schranke von k entspricht. Der

Ausdruck $\sup\left|\frac{e_1}{e_2e_3} - 1\right|$ kann daher als Mass der Transaktionskosten k betrachtet werden.

⁹ Diesen Tatbestand beklagt schon Fieleke (1975).

¹⁰ Diese Methode wird im gleichen Zusammenhang auch von Geweke/Feige (1979) angewandt. Die Transaktionskosten werden von den beiden Autoren aber falsch interpretiert [vgl. dazu Geweke/Feige (1979), Fussnote 8, S. 340].

In Frenkel/Levich (1977) werden u.a. die auf dem \$/£-Kassa- und Terminmarkt anfallenden Transaktionskosten für die Periode 1973.07–1975.05 mit Hilfe dieser Methode berechnet. Dabei gelangen die beiden Autoren zum Ergebnis, dass die Kosten auf beiden Märkten ungefähr ein halbes Prozent betrugen. In einem Kommentar zu Frenkel/Levich (1977) bemerkt jedoch McCormick (1979), dass die Erhebungszeitpunkte der von Frenkel und Levich verwendeten Wechselkurse bis zu 13 Stunden auseinander liegen. Dies hat natürlich eine Überschätzung der Transaktionskosten zur Folge. Mit Hilfe unveröffentlichter Daten (26.4.1976–22.10.1976) der Nachrichtenagentur Reuter zeigt McCormick, dass sich die Transaktionskosten auf knapp ein Zehntel Prozent reduzieren, wenn die der Berechnung zugrunde liegenden Daten im gleichen Zeitpunkt erhoben werden.

Obwohl die hier zitierten Abschätzungen der Transaktionskosten weder die von Granzio untersuchten Devisenmärkte noch die von ihm betrachtete Periode betreffen, legen diese Ergebnisse doch die Vermutung nahe, dass Granzio insbesondere die Transaktionskosten auf dem SFr/\$-Markt stark überschätzt. Bemisst man z.B. die Kosten einer beliebigen Devisenmarkttransaktion mit dem konservativen Wert von Frenkel und Levich (0,5 %), so resultieren bei Verwendung der HBWB-Daten die folgenden durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten: $r_1^n = 1,69\%$ und $r_2^n = -0,06\%$. r_1^n erweist sich nun als *signifikant* grösser als null und die Hypothese der *spekulativen Effizienz* kann zumindest für den SFr/\$-Markt verworfen werden.

4. Die Spekulationsstrategie

Das von Granzio implizit unterstellte Verhalten der Spekulanten ist etwas schizophr. Einerseits bilden nämlich die Spekulanten ihre Erwartungen mit Hilfe des doch recht anspruchsvollen Regressionsansatzes, andererseits sind sie nicht im Stande, die im Zeitablauf ziemlich konstanten *Transaktionskosten* bei der Spekulationsentscheidung zu berücksichtigen. Erwartet z.B. ein Spekulant die Gewinnrate $r_1^e(t) = 1,0\%$, so kauft er Dollar auf Termin. Erweist sich seine Prognose als korrekt, gilt also $r_1(t) = 1,0\%$, so erleidet er einen Verlust, weil die effektive Gewinnrate $r_1(t) = 1,0\%$ kleiner ist als die Transaktionskosten $k_1 = 1,7\%$. Es ist deshalb sicher vernünftig anzunehmen, dass die Spekulanten nur dann in den Markt gehen, wenn die von ihnen erwartete Gewinnrate $r_1^e(t)$ absolut grösser ist als die Transaktionskosten k_i ($i = 1,2$).

Geht man von dieser *verfeinerten Spekulationsstrategie* aus, so resultiert nun auch für den SFr/DM-Markt (bei Verwendung der HBWB-Daten und bei Unterstellung der von Frenkel und Levich geschätzten Transaktionskosten) eine *signifikant positive* durchschnittlich realisierbare Nettogewinnrate: $r_1^n = 2,81\%$ und $r_2^n = 1,00\%$.

In Tabelle 3 sind die aus allen möglichen Annahmekombinationen resultierenden Werte für die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten r_1^n und r_2^n

Tabelle 3

		ursprüngliche Spekulationsstrategie		verfeinerte Spekulationsstrategie	
		NZZ- Daten	HBWB- Daten	NZZ- Daten	HBWB- Daten
$k_1 = 0,85 \%$ $k_2 = 0,55 \%$	SFr/\$- Markt	-0,33 % —	+0,99 % (1,08)	+2,18 % ⁺ (1,32)	+4,29 % ^{**} (2,80)
(NZZ- spread)	SFr/DM- Markt	-0,04 % —	-0,16 % —	+1,00 % (1,25)	+1,19 % [*] (2,31)
$k_1 = 0,5 \%$ $k_2 = 0,5 \%$	SFr/\$- Markt	+0,37 % (0,38)	+1,69 % [*] (1,85)	+1,72 % (1,08)	+3,90 % ^{**} (2,96)
(Frenkel/ Levich- spread)	SFr/DM- Markt	+0,06 % (0,12)	-0,06 % —	+0,75 % (0,94)	+1,50 % ⁺ (1,38)

Anmerkungen: Unter den geschätzten Nettogewinnraten sind in Klammern die t-Werte angegeben.

^{**} Nettogewinnraten, die mit mindestens 99 % Wahrscheinlichkeit positiv sind.

^{*} Nettogewinnraten, die mit mindestens 95 % Wahrscheinlichkeit positiv sind.

⁺ Nettogewinnraten, die mit mindestens 90 % Wahrscheinlichkeit positiv sind. (Einseitige Tests unter Normalverteilungshypothese.)

zusammengefasst. Von den 14 geschätzten Nettogewinnraten weisen 12 das «erwartete» *positive Vorzeichen* auf. Darüber hinaus erweisen sich u.a. sämtliche Werte in der vierten Spalte – dies sind die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten, die den vernünftigsten Annahmekonstellationen entsprechen – als *signifikant* grösser als null¹¹.

5. Das Risikoverhalten

Granzio geht implizit von einem *risikoneutralen Verhalten* der Spekulanten aus, denn der Umfang der einzelnen Devisenterminkäufe bzw. -verkäufe wird in seiner Untersuchung nicht von der subjektiven Einschätzung der Erfolgswahrscheinlichkeiten der jeweiligen Spekulation abhängig gemacht. Die Annahme der Risikoneutralität wäre aber nur dann gerechtfertigt, wenn (a) die Spekulanten keine Liquiditätsbeschränkungen berücksichtigen müssten und wenn (b) die Spekulation beliebig oft wiederholt werden könnten. Beide Bedingungen sind bei der Devisenterminspekulation jedoch nicht gegeben¹².

¹¹ Es muss allerdings eingeräumt werden, dass man die Normalverteilungshypothese als ziemlich heroisch bezeichnen kann.

¹² Die in Tabelle 2 wiedergegebenen Monatswerte von $r_1^*(t)$ und $r_2^*(t)$ legen die Vermutung nahe, dass während längerer Zeitspannen $r_1^*(t)$ bzw. $r_2^*(t)$ kleiner ist als k_1 bzw. k_2 .

Tabelle 4

	$p_1(t)$	$q_1(t)$	$p_2(t)$	$q_2(t)$
1978.01	59,02	—	64,75	—
02	81,12	72,34	92,81	82,43
03	54,99	—	56,88	—
04	81,46	71,74	81,55	63,37
05	60,09	51,17	70,60	53,67
06	72,33	61,96	76,93	58,61
07	73,71	63,76	80,54	64,08
08	72,86	61,99	78,76	60,86
09	80,62	71,08	84,14	68,10
10	88,60	81,91	98,91	96,51
11	84,20	78,08	65,83	54,66
12	55,87	52,45	60,90	—
1979.01	59,35	51,12	53,61	—
02	60,29	51,37	58,41	—
03	52,72	—	56,15	—
04	57,21	—	64,02	—
05	52,51	—	59,97	—
06	51,93	—	67,08	—
07	51,73	—	52,43	—
08	52,39	—	52,03	—
09	54,07	—	63,44	—
10	73,63	63,08	50,91	—
11	60,70	—	70,16	52,59
12	51,07	—	50,56	—

Anmerkung: Alle Werte sind in Prozenten ausgedrückt.

Es ist deshalb zweifellos sinnvoll, von einem *risikoaversen Verhalten* der Spekulanten auszugehen. Eine sich unmittelbar aufdrängende Möglichkeit, Risikoaversion in den vorliegenden Ansatz einzubringen, besteht darin, von einer Normalverteilung der Störterme ε in den Regressionsgleichungen (1) und (2) auszugehen und dementsprechend die Wahrscheinlichkeiten $p_i(t)$ zu berechnen, mit denen die effektiven Gewinnraten $r_i(t)$ dasselbe Vorzeichen aufweisen wie die erwarteten Gewinnraten $r_i^e(t)$ ($i=1,2$). Bei der verfeinerten Spekulationsstrategie wird die Wahrscheinlichkeit $q_i(t)$, mit der $\text{sign } r_i(t) = \text{sign } r_i^e(t)$ und $r_i^e(t) > k_i$ gilt ($i=1,2$), in Rechnung gestellt. Die den Wahrscheinlichkeiten $p_i(t)$ und $q_i(t)$ entsprechenden t -Werte ergeben sich aus den folgenden Ansätzen:

$$t_i(t) = \pm \frac{-r_i^e(t)}{\sqrt{x(t) V x(t)' + s^2}}$$

Tabelle 5

	ursprüngliche Spekulationsstrategie		verfeinerte Spekulationsstrategie	
	Risikoneutralität	Risikoaversion	Risikoneutralität	Risikoaversion
SFr/\$-Markt	+ 1,69 %* (1,85)	+ 2,73 %* (2,26)	+ 3,90 %** (2,96)	+ 4,99 %** (3,26)
SFr/DM-Markt	- 0,06 % —	+ 0,18 % (0,30)	+ 1,50 %* (1,38)	+ 2,70 %** (5,16)

Anmerkungen: siehe Tabelle 3

und

$$t_i(t) = \pm \frac{0,01 - r_i^e(t)}{\sqrt{x(t)' V x(t)' + s^2}}$$

[s^2 : geschätzte Varianz von ε , $x(t)$: Vektor der (transformierten) erklärenden Variablen, V : geschätzte Varianz-Kovarianz Matrix der Koeffizienten]¹³. Die Wahrscheinlichkeiten $p_i(t)$ und $q_i(t)$ ($i=1,2$) sind in Tabelle 4 zusammengefasst (Wahrscheinlichkeiten, die kleiner als 50 % sind, werden nicht ausgewiesen).

Berechnet man nun mit Hilfe der HBWB-Daten die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten r_1^i und r_2^i unter der einfachen Annahme, dass die Spekulanten nur dann in den Markt gehen, wenn die subjektive Gewinnwahrscheinlichkeit grösser als 55 % ist, so gelangt man zu den in Tabelle 5 festgehaltenen Werten. Daraus geht unmittelbar hervor, dass sich das beschriebene risikoaverse Verhalten positiv auf die durchschnittlich realisierbaren Nettogewinnraten r_1^i und r_2^i auswirkt. Dieser Umstand führt z.B. beim SFr/DM-Markt – wenn man die verfeinerte Spekulationsstrategie unterstellt – zu einer beträchtlichen Erhöhung der Signifikanz des Ergebnisses¹⁴.

6. Schlussfolgerungen

Die obigen Ausführungen legen im wesentlichen zwei Schlussfolgerungen nahe.

Erstens: Der von Granzio gewählte Ansatz der Überprüfung der Effizienzhypothese für Devisenterminmärkte ist dem entsprechenden herkömmlichen Ansatz überlegen. Sowohl die alleinige Verwendung des *post-sample* Prognosepotentials

¹³ Vgl. dazu z.B. Wonnacott/Wonnacott (1981), S. 443.

¹⁴ Neben einer derartigen intertemporalen Risikostreuung kann man das Spekulationsrisiko auch auf verschiedene Währungen verteilen. Bilson (1981) schätzt z.B. eine Gewinnratengleichung mit Längs- und Querschnittsdaten und berechnet dann mit Hilfe der Kovarianzmatrix der Prognosefehler für die verschiedenen Währungen eine optimale Spekulationsstrategie. Vgl. dazu auch Feldstein (1968).

des verwendeten Regressionsmodells wie auch die Berücksichtigung der *Transaktionskosten* ist bei einer unvoreingenommenen Überprüfung dieser Hypothese unerlässlich. Granzio's Behauptung, dass die Markteffizienzhypothese für den SFr/\$- und den SFr/DM-Einmonatsdevisenterminmarkt während der Periode 1978/79 nicht verworfen werden kann, ist so jedoch nicht haltbar. Es zeigt sich vielmehr, dass (i) bei Verwendung des international gebräuchlichen Datenmaterials, (ii) bei einer vorsichtigeren Abschätzung der Transaktionskosten, (iii) bei der Wahl einer verfeinerten Spekulationsstrategie sowie (iv) bei Unterstellung von Risikoaversion die Hypothese der *spekulativen Effizienz* für die betrachteten Märkte *verworfen* werden kann¹⁵. Was die Punkte (i) und (ii) anbelangt, so ist sich Granzio der Beschränktheit seiner Untersuchung jedoch durchaus bewusst. Er schreibt nämlich:

«Allerdings – dies sei ausdrücklich betont – werden die vorhergehenden Berechnungen auf der Basis von Konventionskursen und für lediglich zwei Jahre durchgeführt. Insbesondere ist denkbar, dass eine Analyse von Kursdaten, zu denen sich der Devisenhandel zwischen Banken und Banken und Nichtbanken bei grösseren Beträgen abspielt, zu anderen Ergebnissen führen würde (zumindest was die Berechnung der Transaktionskosten betrifft).»¹⁶

Zweitens: Es war nicht das Ziel dieser Arbeit zu beweisen, dass die von Granzio untersuchten Devisenterminmärkte *ineffizient* sind bzw. waren. Eine derartige Schlussfolgerung ist nicht möglich, weil von spekulativer Effizienz zwar auf Effizienz schlechthin, von spekulativer Ineffizienz jedoch nicht auf Ineffizienz im Sinne Famas geschlossen werden kann. Die obigen Bemerkungen dürften jedoch gezeigt haben, dass neben der Qualität des verwendeten Datenmaterials und der Art der Abschätzung der Transaktionskosten vor allem auch die den Spekulanten unterstellte Spekulationsstrategie sowie die Berücksichtigung von Risikoaversion von entscheidender Bedeutung sind, wenn man die Effizienzhypothese für Devisenterminmärkte abschliessend beurteilen will.

¹⁵ Zu einer Verwerfung der Hypothese der spekulativen Effizienz von Devisenterminmärkten gelangt auch Bilson (1981).

¹⁶ Siehe Granzio (1980), S. 433.

Literaturverzeichnis

- Bilson, J. F. O.* (1981): "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis", *Journal of Business* 54, 435–451.
- Feldstein, M.* (1968): "Uncertainty and Forward Exchange Speculation", *Review of Economics and Statistics* 50, 182–192.
- Fieleke, N. S.* (1975): "Exchange-Rate Flexibility and the Efficiency of Foreign Exchange Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 10, 409–428.
- Frankel, J.* (1980): "Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market", *Southern Economic Journal* 46, 1083–1101.
- Frenkel, J. A. and R. M. Levich* (1975): "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", *Journal of Political Economics* 83, 325–338.
- Gerber, B.* (1980): «Der Zufallscharakter im Wechselkursverhalten», *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 116, 403–421.
- Geweke, J. and E. Feige* (1979): "Some Joint Tests of Efficiency of Markets for Forward Exchange", *Review of Economics and Statistics* 61, 334–341.
- Granzio, M.* (1980): «Rationale Erwartungen und Devisenkurse: Ergebnisse einer Multimarkt-Effizienzuntersuchung des Dollar/Franken- und Deutsche Mark/Franken-Einmonatsterminmarktes», *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 116, 423–433.
- Hakkio, C. S.* (1980): "Expectations and the Forward Exchange Rate", NBER Working Paper No. 439.
- Hansen, L. P. and R. J. Hodrick* (1979): "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economics* 88, 829–853.
- Heri, E. W.* (1981): «Eine empirische Überprüfung der Effizienzhypothese für den Schweizer-Franken Markt», *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 117, 563–580.
- Levich, R. M.* (1978): "On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", in: J. A. Frenkel and H. G. Johnson (ed.): *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Addison-Wesley, Reading (Mass.).
- Longworth, D.* (1979): "Test for the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market, 1971–1978", Working Paper (Bank of Canada).
- McCormick, F.* (1979): "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits? Comment", *Journal of Political Economics* 87, 411–417.
- Tryon, R.* (1979): "Testing for Rational Expectations in Foreign Exchange Markets", Federal Reserve Board of Governors, International Finance Discussion Papers No. 139.
- Wonnacott, T. H. and R. J. Wonnacott* (1981): *Regression: A Second Course in Statistics*, Wiley, New-York.

Zusammenfassung

Einige Bemerkungen zur empirischen Überprüfung der Effizienz-Hypothese für Devisenterminmärkte

Bei einer empirischen Überprüfung der Effizienzhypothese für Devisenterminmärkte gelangt Granzio (1980) zum Ergebnis, dass die Effizienzhypothese für die betrachteten Märkte und die betrachtete Periode nicht verworfen werden kann. Die vorliegende Untersuchung zeigt, dass dieses Ergebnis ganz entscheidend (i) vom verwendeten Datenmaterial, (ii) von der Art der Abschätzung der Transaktionskosten, (iii) von der unterstellten Spekulationsstrategie sowie (iv) von der Annahme der Risikoneutralität abhängt.

Résumé

Quelques observations concernant le test de l'hypothèse de l'efficacité des marchés d'échange à terme

En testant l'hypothèse de l'efficacité des marchés d'échange à terme, Granzio (1980) arrive à la conclusion que cette hypothèse ne peut être rejetée ni pour les marchés étudiés, ni pour les périodes analysées. La présente recherche démontre que ce résultat dépend fortement (i) des données prises en compte, (ii) de la manière de calculer les coûts de transaction, (iii) de la stratégie de spéculation présumée et (iv) de l'hypothèse faite sur la neutralité du risque.

Summary

Some Remarks on the Empirical Testing of the Efficiency Hypothesis for Forward Exchange Markets

Testing the efficiency hypothesis for forward exchange markets, Granzio (1980) reaches the conclusion that this hypothesis cannot be rejected for the analysed markets and the analysed period of time. The present investigation shows that this result depends critically (i) on the data set employed, (ii) on the method of calculating transaction costs, (iii) on the assumed speculation strategy, and (iv) on the assumption of risk neutrality.