

# Ex ante Real-Zinssätze am Euromarkt

Von Markus Granzioł und Heidi Schelbert

Die vorliegende Arbeit ist eine empirische Untersuchung der Euro-Zinssätze. Insbesondere werden drei, in der Literatur oft postulierte Hypothesen überprüft: 1. Famas „Markteffizienzmodell“: Danach entspricht der nominelle Zinssatz auf Eurodepositen in der  $i$ -ten Währung gerade einem konstanten ex ante Real-Zinssatz plus der optimalen Inflationsprognose für das  $i$ -te Land. 2. Die „Fisher-Hypothese“: Danach besteht zwischen nominellen Zinssätzen und erwarteten Inflationsraten eine 1 : 1 Korrespondenz. 3. Die Hypothese, daß ex ante Real-Zinssätze auf Eurodepositen in jedem Zeitpunkt identisch sind.

## 1. Einleitung

Die vorliegende Arbeit ist eine empirische Untersuchung der Euro-Zinssätze.

Die Analyse bezweckt, eine Reihe von theoretischen Hypothesen, die in der Literatur oft postuliert werden, anhand von Daten der 70er Jahre empirisch zu überprüfen. Insbesondere sollen die folgenden Hypothesen untersucht werden:

1. *Famas „Markteffizienzmodell“*: Danach entspricht der nominelle Zinssatz auf Eurodepositen in der  $i$ -ten Währung gerade einem konstantem ex ante Real-Zinssatz plus der optimalen Inflationsprognose für das  $i$ -te Land.
2. *Die „Fisher-Hypothese“*: Danach besteht zwischen nominellen Zinssätzen und erwarteten Inflationsraten eine 1 : 1 Korrespondenz. Wie bei der ersten Hypothese werden rationale Erwartungen der Wirtschaftssubjekte vorausgesetzt. Doch wird jetzt ein im Zeitablauf variabler ex ante Real-Zinssatz zugelassen, jedoch dessen Unkorreliertheit mit vergangenen Inflationsraten postuliert.
3. *Die Hypothese, daß ex ante Real-Zinssätze auf Eurodepositen in jedem Zeitpunkt identisch sind*. Diese Hypothese ist eine Implikation von Modellen, die eine kostenlose internationale Arbitrage von Gütern und Finanzaktiva unterstellen. Auch hier werden rationale Erwartungen unterstellt.

Die Arbeit ist in 5 Abschnitte gegliedert: Der Einleitung (Abschnitt 1) folgt ein Abschnitt 2, in dem das Konzept der rationalen Erwartungen und die entsprechend diesem Konzept definierten ex ante Real-Zinssätze behandelt werden. Der dritte Abschnitt behandelt kurz das Datenmaterial. Anschließend werden im vierten Abschnitt die oben erwähnten Hypothesen näher dargestellt und empirisch überprüft. In Abschnitt 5 sind die wichtigsten Schlußfolgerungen zusammengefaßt.

## 2. Erwartungen und Real-Zinssätze

### 2.1. Die Hypothese rationaler Erwartungen

Die ökonomische Theorie geht davon aus, daß die Individuen jeweils Entscheidungen fällen, die in ihrem eigenen besten Interesse stehen. Man versucht das wirtschaftliche Handeln von Individuen mittels Optimierungsmodellen zu erklären. Füllen die Individuen Entscheidungen, die ihr zukünftiges Wohlbefinden tangieren, müssen Erwartungen, d. h. Prognosen, bezüglich bestimmter Variablen in das Entscheidungskalkül miteinbezogen werden. Die heute gefällten Entscheidungen sind dabei von der Qualität der verwendeten Prognosen abhängig. Um eine möglichst gute Entscheidung fällen zu können, müssen zwangsläufig zuerst möglichst gute Prognosen gebildet werden. Eine „optimale“ Entscheidung setzt damit eine „optimale“ Erwartungsbildung voraus<sup>1</sup>. Die Hypothese rationaler Erwartungen ist ein Versuch, eine solche „optimale“ Erwartungsbildung modelltheoretisch zu erfassen<sup>2</sup>. Da dieser Hypothese bei der vorliegenden Untersuchung eine zentrale Rolle zufällt, soll das hinter der Hypothese rationaler Erwartungen stehende Optimierungsverhalten kurz skizziert werden<sup>3</sup>.

$I_t$  bezeichne eine Liste von bekannten Zufallsvariablen und  $x_{t+1}$  sei eine zu prognostizierende, einzelne Zufallsvariable. Die in  $I_t$  enthaltenen Variablen und  $x_{t+1}$  seien gemeinsam verteilt<sup>4</sup>.

Der bedingte Erwartungswert

$$E(x_{t+1} | I_t),$$

<sup>1</sup> Die Hypothese, daß die Wirtschaftssubjekte versuchen, möglichst gute Erwartungen zu bilden, bedeutet selbstverständlich nicht, daß die Wirtschaftssubjekte in ihren Entscheidungen nicht berücksichtigen, daß ihre Prognosen (Erwartungen) i. a. R. nicht exakt zutreffen werden („risikoscheues Handeln“).

<sup>2</sup> In der hier postulierten Variante der Hypothese rationaler Erwartungen wird das tatsächliche Verhalten der Wirtschaftssubjekte insofern idealisiert, als Informationskosten nicht berücksichtigt werden.

<sup>3</sup> Vgl. dazu *Sargent* (1979), 203 ff. Für Grenzen der Praktikabilität des rationalen Erwartungskonzeptes siehe *Schelbert* (1983).

<sup>4</sup> Wir unterstellen die Existenz der ersten und zweiten Momente all dieser Zufallsvariablen.

wobei  $E$  den mathematischen Erwartungswert-Operator bezeichnet, ist eine im statistischen Sinne optimale Prognose für  $x_{t+1}$  (gegeben  $I_t$ ). Das heißt,  $E(x_{t+1} | I_t)$  weist von allen möglichen Prognosefunktionen, die auf  $I_t$  beruhen, eine minimale Prognosefehler-Varianz auf.

Die Hypothese rationaler Erwartungen postuliert, daß die subjektiven Erwartungen der Wirtschaftssubjekte durch solche optimale statistische Prognosen approximiert werden. Eine zentrale Eigenschaft solcher optimaler Prognosen ist, daß der Prognosefehler

$$x_{t+1} - E(x_{t+1} | I_t),$$

orthogonal zur Informationsbasis  $I_t$  und damit zu jeder Teilmenge  $I'_t \subseteq I_t$  steht, d. h.

$$E\{x_{t+1} - E(x_{t+1} | I_t) | I_t\} = 0$$

$$E\{x_{t+1} - E(x_{t+1} | I_t) | I'_t\} = 0.$$

Alternativ formuliert: Die in  $I_t$  enthaltenen Informationen sind zur Prognose von  $x_{t+1}$  bereits voll ausgeschöpft. Der Prognosefehler  $x_{t+1} - E(x_{t+1} | I_t)$  enthält daher keine systematische Komponente, d. h. dieser Fehler kann nicht auf der Basis des Informationsstandes  $I_t$  korrigiert werden.

## 2.2. Ex ante und ex post Real-Zinssätze

Wir unterscheiden zwischen ex ante und ex post Real-Zinssätzen. Die *ex post Real-Zinssätze* sind die am Schluß der Anlageperiode am Euromarkt tatsächlich realisierten realen Ertragsraten. Die *ex ante Real-Zinssätze* sind die zu Beginn der Anlageperiode erwarteten realen Ertragsraten auf Euroanlagen, wobei rationale Erwartungen der Wirtschaftssubjekte unterstellt werden. Formal:

Der Index  $i$ , gelegentlich  $j$ , bezeichnet das  $i$ -te Land, respektive, wenn es der Kontext erfordert, die  $i$ -te Währung. Für den (kontinuierlich gebundenen) nominellen Zinssatz auf Euro-Festgeldanlagen in der  $i$ -ten Währung für die Zeitperiode  $t$  bis  $t+1$  wird das Symbol  $R_{it}$  verwendet;  $t$  sei dabei ein diskreter Zeitindex. Die Inflationsrate des Landes  $i$  während der Zeitperiode  $t$  bis  $t+1$ ,  $\dot{P}_{it+1}$  geschrieben, sei definiert als der prozentuale Preisanstieg der Konsumgüter im  $i$ -ten Land. d. h.  $\dot{P}_{it+1} \equiv \ln P_{it+1} - \ln P_{it}$ ;  $P_{it}$  ist dabei definiert als der Preis (gemessen in Anzahl Währungseinheiten des  $i$ -ten Landes) eines repräsentativen Konsumgüterbündeln des  $i$ -ten Landes.

Im Zeitpunkt  $t$ , wenn die Anlageentscheidung für die Periode  $t$  bis  $t+1$  erfolgt, ist der nominelle Zinssatz  $R_{it}$  bekannt, nicht jedoch die Inflationsrate  $\dot{P}_{it+1}$ . Da wir annehmen, daß die Anleger (Schuldner) an

der realen Verzinsung ihrer Anlage (resp. an den realen Kosten der Kreditaufnahme) interessiert sind, ist für die Anlagentscheidung im Zeitpunkt  $t$  der erwartete reale Zinssatz relevant. Dieser *erwartete reale Zinssatz* wird hier als *ex ante Real-Zinssatz* bezeichnet und mit  $r_{it}^a$  notiert:

$$r_{it}^a \equiv R_{it} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t) .$$

$E$  ist dabei der Erwartungswertoperator und  $I_t$  ein Informationsvektor, der *sämtliche bis (und mit) zum Zeitpunkt  $t$  realisierten ökonomischen Variablen* umfaßt. Wir unterstellen, daß  $I_t$  eine Wahrscheinlichkeitsverteilung für  $\dot{P}_{it+1}$  impliziert und, daß die Marktteilnehmer aufgrund von  $I_t$  den bedingten Erwartungswert  $E(\dot{P}_{it+1} | I_t)$  bestimmen können.

Da die Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte nicht direkt beobachtet werden können, sind die *ex ante Real-Zinssätze*  $r_{it}^a$  auf Euroanlagen in verschiedenen Währungen ebenfalls keine beobachtbaren Variablen. Beobachtbar sind hingegen die am Ende der Anlageperiode tatsächlich realisierten realen Ertragsraten. Wir bezeichnen diese *realisierten realen Ertragsraten* als *ex post Real-Zinssätze*. Die *ex post real-Zinssätze* werden mit dem Symbol  $r_{it}^p$  bezeichnet, d. h.

$$r_{it}^p \equiv R_{it} - \dot{P}_{it+1} .$$

Aus der Definition der *ex post* und der *ex ante Real-Zinssätze* folgt unmittelbar

$$(1) \quad r_{it}^p \equiv r_{it}^a - \{\dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t)\}$$

und

$$E[r_{it}^p | I_t] \equiv r_{it}^a .$$

Der erwartete *ex post Real-Zinssatz*,  $E(r_{it}^p | I_t)$ , entspricht daher dem *ex ante Real-Zinssatz*  $r_{it}^a$  und der tatsächlich realisierte *ex post Real-Zinssatz*,  $r_{it}^p$ , dem *ex ante Real-Zinssatz*  $r_{it}^a$  minus unerwartete Inflationsrate  $\dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t)$ .

### 3. Daten

Für die empirische Analyse werden Inflationsdaten der Länder *USA, Kanada, Großbritannien, Frankreich, Niederlande, Schweiz* und *Bundesrepublik Deutschland* und zu den Währungen dieser Länder korrespondierende Euromarkt-Zinssätze verwendet. Die Inflationsdaten sind Quartalswerte und in Prozenten per annum ausgedrückt. Die Zinssatz-Daten sind Quartalsendwerte. Es handelt sich dabei um 3-Monatszins-

sätze (ebenfalls in Prozenten per annum). Da die Anlageperiode (3 Monate) gerade der Datenstruktur (Quartalsdaten) entspricht, können Überlappungsprobleme vermieden werden<sup>5</sup>. Zeit-Zurechnungsprobleme bei den Inflationsdaten dürften zudem bei Quartalsdaten weniger ins Gewicht fallen als beispielsweise bei Monatsdaten<sup>6</sup>. Andererseits weist der Stichprobenumfang bei der hier betrachteten Untersuchungsperiode, 1. Quartal 1970 bis 4. Quartal 1981, noch eine vertretbare Größenordnung auf. Die exakte Datenkonvention zusammen mit den Quellenangaben ist in Anhang 1 festgehalten.

## 4. Empirische Tests

### 4.1. Famas „Markteffizienz-Modell“

Fama (1975) hat vorgeschlagen, in Analogie zum einfachen, für Aktienmärkte oft verwendeten „Markteffizienz-Modell“, den nominellen Zinssatz als die Summe eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes und der entsprechenden optimalen Inflationsprognose zu modellieren<sup>7</sup>. Diese Hypothese soll hier empirisch überprüft werden.

#### 4.1.1. Die Vorgehensweise

Ist  $r_{it}^a$  eine Konstante, d. h.  $r_{it}^a = r_i^a$  für alle  $t$ , folgt aus der Definition des ex post Real-Zinssatzes in Gleichung (1) die Beziehung

$$(2) \quad r_{it}^p - r_i^a = - \{ \dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t) \} .$$

Für eine beliebige Teilmenge von  $I_t, I_t''$ , gilt deshalb

$$(3) \quad E(r_{it}^p | I_t'') - r_i^a = 0 .$$

Gleichung (3) besagt allgemein, daß in einer Regression von  $r_{it}^p$  auf die in  $I_t''$  enthaltenen Variablen und eine Konstante (z. B. 1) alle Regressionskoeffizienten bis auf das konstante Glied nicht signifikant verschieden von null sein sollten<sup>8</sup>.

<sup>5</sup> Solche Überlappungsprobleme würden beispielsweise bei einer Anlageperiode von 6 Monaten bei gleichzeitiger Verwendung von Quartalsdaten auftreten.

<sup>6</sup> Zeit-Zurechnungsprobleme entstehen bei der Berechnung der realen Zinssätze, wenn die Preisindizes nicht exakt das Preisniveau am Ende oder zu Beginn eines Monats wiedergeben. Die monatlichen Inflationsraten korrespondieren dann nicht mit den Zinssätzen, wenn letztere Monatsanfangs- respektive Monatsendwerte sind.

<sup>7</sup> Die Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes wurde von Fama (1975) anhand von Renditedaten auf US-Schatzwechsel empirisch untersucht. Für eine Kritik zu dieser Hypothese vgl. Mishkin (1981).

<sup>8</sup> Wir setzen hier im folgenden immer die Kovarianz- und Kreuzkovarianzstationarität der betrachteten Zufallsprozesse voraus.

Tabelle 1: Stichproben-Statistiken zu den ex post realen Euro-Zinssätzen

Daten: Quartalsdaten, in Prozenten per annum  
 Zeitperiode: 1970.01 - 1981.04

Land	Mittelwert	Standardabweichung	Autokorrelationen								Standardfehler		Box-Pierce	
			1	2	3	4	5	6	7	8	Autokorr.	4	8	
USA .....	1.6	3.5	.35*	.25	.29*	.21	.14	.08	-.03	-.08	.14	16.74*	18.74*	
Kanada .....	1.4	3.7	.42*	.20	.12	.07	.03	.04	.11	.05	.14	12.18*	13.25	
Großbritannien ..	-.9	6.5	.11	.16	-.17	.27	-.08	-.07	-.11	.21	.14	7.43	11.26	
Frankreich .....	1.2	4.0	.16	.01	.07	-.14	-.10	-.04	-.04	-.01	.14	2.75	3.50	
Niederlande .....	.3	4.4	.41*	.39*	.22	.42*	.17	.14	.03	.19	.14	28.32*	33.18*	
Schweiz .....	-.4	4.5	.18	.15	.11	.19	-.06	.08	-.07	-.02	.14	5.56	6.50	
Deutschland .....	1.3	4.1	.34*	.05	.09	.34*	.03	-.28	-.12	.11	.14	12.61*	18.74*	

Erklärungen: Der Standardfehler der geschätzten Autokorrelationen ist berechnet als  $1/\sqrt{T}$ , wobei  $T = 48$  (Anzahl Beobachtungen), und gilt asymptotisch unter der Nullhypothese, daß die wahren Autokorrelationen null sind. Geschätzte Autokorrelationen, die sich um mehr als zwei Standardabweichungen von null unterscheiden, werden als 'signifikant' betrachtet und sind mit einem Stern markiert. Die Box-Pierce-Statistik ist die angepaßte Box-Pierce-Teststatistik (vgl. Ljung und Box (1978)) definiert als

$$Q(i) = T(T+2) \sum_{k=1}^i (T-k)^{-1} p_k^2,$$

wobei  $T$  die Anzahl Beobachtungen und  $p_k$  die geschätzte Autokorrelation  $k$ -ter Ordnung bezeichnet. Unter der Nullhypothese, daß die wahren Autokorrelationen alle null sind, ist  $Q(i)$  approximative  $\chi^2(i)$  verteilt. In der Tabelle sind jeweils die Box-Pierce-Werte für  $i = 4$  und  $i = 8$  festgehalten. Signifikante Werte (95 %-Niveau) sind mit einem Stern markiert.

Da  $I_t$  definitionsgemäß alle bis zum Zeitpunkt  $t$  realisierten ökonomischen Variablen umfaßt, kann  $I_t''$  beispielsweise als die Menge aller bis zum Zeitpunkt  $t$  realisierten ex post Real-Zinssätze definiert werden, d. h.  $r_{it-1}^p, r_{it-2}^p, \dots$ . Aus Gleichung (3) folgt dann unmittelbar, daß die ex post Real-Zinssätze keine Serienkorrelation aufweisen sollten. Definiert man  $I_t''$  als die bis zum Zeitpunkt  $t$  realisierten Inflationsraten, d. h.  $\dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dot{P}_{it-2}, \dots$ , folgt aus (3), daß in einer Regression des ex post Real-Zinssatzes auf diese Inflationsraten und eine Konstante die geschätzten Regressionskoeffizienten der Inflationsraten  $\dot{P}_{it}, \dots$ , und die geschätzten Autokorrelationen der Regressionsresiduen nicht signifikant verschieden von null sein sollten.

Schlußendlich, läßt sich aus der Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes eine Varianzgleichung herleiten. Diese Varianzgleichung wird in Abschnitt 4.1.4. behandelt. In den folgenden zwei kurzen Abschnitten 4.1.2. und 4.1.3. werden zuerst die obengenannten Implikationen der Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes bezüglich der Autokorrelationsfunktionen der ex post Real-Zinssätze und der Regressionen der ex post Real-Zinssätze auf verzögerte Inflationsraten empirisch überprüft.

#### 4.1.2. Autokorrelationstests

Die geschätzten Autokorrelationen der ex post Real-Zinssätze sind in Tabelle 1 festgehalten. Signifikant von null verschiedene geschätzte Autokorrelationskoeffizienten können für die USA, Kanada, die Niederlande und die Bundesrepublik Deutschland beobachtet werden. Die Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes wird deshalb für diese Länder verworfen.

#### 4.1.3. Inflationstests

Die Regressionen der ex post Real-Zinssätze auf die bis zu vier Perioden gelagten Inflationsraten sind in Tabelle 2 festgehalten. Die Schätzungen zeigen für die USA, Kanada, die Niederlande und Deutschland signifikante Residualautokorrelation. Die Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes wird deshalb für diese Länder (wie bereits in 4.1.2.) verworfen, ohne daß die Koeffizienten der Inflationsraten beachtet werden<sup>9</sup>. Die in Tabelle 2 festgehaltenen Schätzungen liefern jedoch

<sup>9</sup> Zur Berechnung der zu den geschätzten Regressionskoeffizienten der Inflationsraten angegebenen Standardfehler in Tabelle 5 wurde vorausgesetzt, daß die Regressionsresiduen keine Seriekorrelation aufweisen. Weisen die Regressionsresiduen signifikante Residualautokorrelation auf, sind diese Standardfehler nicht interpretierbar.

**Tabelle 2: Inflationstests zur Überprüfung der Hypothese konstanter ex ante Real-Zinssätze**

Schätzgleichung:  $\hat{r}_{it}^p = b_0 + b_1 \hat{r}_{it}^p + b_2 \hat{r}_{it}^p - 1 + b_3 \hat{r}_{it}^p - 2 + b_4 \hat{r}_{it}^p - 3 + U_{it}$   
 Nullhypothese: Die Regressionsresiduen  $u_{it}$  weisen keine Seriekorrelation auf und alle  $b_k, k = 1, 2, 3, 4$  sind null  
 Schätzperiode: 1971.01 - 1981.04

Anzahl Beobachtungen: 44  
 Schätzmethode: OLS

Land	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	R2	$s(u_i)$	F	$P_k$	1	2	3	4	5	6	7	8	$s(p)$	$B - P(k)$	8
USA	-1.48 (1.48)	.02 (.21)	-.11 (.23)	.06 (.23)	.16 (.21)	.05	3.60	.53	.32*	.15	.25	.19	.10	.01	-.07	-.09	-.09	.15	10.96*	12.20
Kanada	-1.42 (1.64)	.04 (.21)	.26 (.19)	.02 (.20)	-.03 (.21)	.08	3.46	.83	.34*	.23	.03	-.01	-.02	-.08	.08	-.09	-.09	.15	7.93	9.13
Großbritannien	2.64 (2.67)	-.15 (.14)	-.08 (.14)	.27 (.14)	-.37* (.14)	.20	6.25	2.38	.11	.10	.01	-.02	.01	-.21	.00	.12	.12	.15	1.12	4.42
Frankreich	-5.52* (2.01)	.40 (.22)	.24 (.25)	.04 (.25)	-.02 (.25)	.25	3.63	3.19*	.08	-.06	.03	-.11	-.04	-.05	.03	.06	.06	.15	1.12	1.59
Niederlande	6.47 (2.27)	-.06 (.23)	-.06 (.23)	.02 (.23)	-.08 (.23)	.31	3.89	4.40	.35*	.30*	.21	.16	.14	.08	.07	.05	.05	.15	13.46*	15.21
Schweiz	-.81 (1.39)	.15 (.19)	.04 (.18)	-.06 (.18)	-.09 (.19)	.02	4.66	.20	.28	.20	.13	.15	-.01	.12	.02	.02	.02	.15	7.82	8.69
Deutschland	-1.45 (.21)	.21 (.21)	.41 (.21)	.22 (.21)	-.37 (.21)	.27	3.58	3.65	.40*	.53*	.25	.07	.04	-.06	-.04	.06	.06	.15	24.43*	24.99*

*Erklärungen:* R2 = Determinationskoeffizient;  $s(u_i)$  = geschätzte Standardabweichung der Residuen  $u_{it}$ ; F = F-Test der Hypothese  $b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$ , Anzahl Freiheitsgrade 4, respektive 39;  $s(p)$  = Standardfehler der Autokorrelationskoeffizienten  $P_k$  mit  $k = Lag$ ;  $B - P(k)$  = angepasste Box-Pierce-Statistik, wobei die ersten  $k$  geschätzte Autokorrelationen berücksichtigt werden.  
 Signifikant von null verschiedene geschätzte Autokorrelationen und  $B - P(k)$ -Werte sind mit einem Stern markiert. Weisen die Regressionsresiduen keine Autokorrelation auf, werden die F-Statistiken interpretiert und, falls signifikant größer null (95 % Niveau), ebenfalls mit einem Stern markiert. Der F-Test bezieht sich auf die Hypothesen  $b_1 = b_2 = \dots = b_4 = 0$ . Unterhalb der geschätzten  $b$  sind jeweils in Klammern die Standardfehler festgehalten. Falls keine signifikante Seriekorrelation in den Residuen beobachtet wird, sind die geschätzten  $b$ , die um mehr als zweimal den geschätzten Standardfehler von null abweichen, ebenfalls mit einem Stern als „signifikant“ markiert.



zusätzliche, neue Information: Die F-Statistik ist im Falle Frankreichs signifikant größer als null, und bei den englischen Daten ist die um 4 Perioden verzögerte Inflationsrate signifikant verschieden von null (die F-Statistik ist ebenfalls knapp an der 95 %-Signifikanzgrenze [ $\alpha^{10} = .068$ ]). Wir verwerfen daher auch für *Großbritannien* und *Frankreich* die Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes.

#### 4.1.4. Varianzüberlegungen und Schlußfolgerungen

Eine weitere Implikation der Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes ist, daß die Varianz des ex post Real-Zinssatzes gerade der Varianz der unerwarteten Inflationsrate entspricht, d. h.

$$(4) \quad \text{Var}(r_{it}^p) = E \{P_{it+1} - E(P_{it+1} | I_t)\}^2 .$$

Da die unerwartete Inflationsrate keine beobachtbare Variable ist, kann (4) nicht direkt empirisch überprüft werden. Der bedingte Erwartungswert  $E(\dot{P}_{it+1} | I_t)$  ist aber immer eine mindestens so gute Prognose für  $\dot{P}_{it+1}$  wie der unbedingte Erwartungswert  $E(\dot{P}_{it+1})$ , wobei wir unter „mindestens so gut“ eine kleinere oder gleich große Varianz des Prognosefehlers verstehen. Formal,

$$(5) \quad E \{ \dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t) \}^2 \leq E \{ \dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1}) \}^2 \equiv \text{Var}(\dot{P}_{it+1})^{11} .$$

Von (4) und (5) folgt deshalb für die beobachtbaren ex post Real-Zinssätze und Inflationsraten die Ungleichung

$$(6) \quad \text{Var}(r_{it}^p) \leq \text{Var}(\dot{P}_{it+1}) ,$$

respektive für die Standardabweichungen  $S(\cdot)$ ,  $S(\cdot) \equiv | \{ \text{Var}(\cdot) \}^{1/2} |$ ,

$$(7) \quad S(r_{it}^p) \leq S(\dot{P}_{it+1}) .$$

Ein Vergleich der geschätzten Standardabweichungen der Inflationsraten mit den für die ex post Real-Zinssätze erzielten Schätzungen (Tabelle 3) zeigt, daß mit Ausnahme der USA und Großbritanniens die geschätzte Standardabweichung der Inflationsrate jeweils kleiner ist als die Standardabweichung des ex post Real-Zinssatzes. Die Ungleichung (7) ist daher zumindest für die geschätzten Standardfehler — man

<sup>10</sup> Marginales Signifikanzniveau (= Fehler erster Art bei dem die Nullhypothese gerade verworfen werden muß).

<sup>11</sup> Es gilt definitorisch  $E \{x - E(x)\}^2 \equiv E \{ (x - E(x|I)) + (E(x|I) - E(x)) \}^2 \equiv E \{x - E(x|I)\}^2 + \{E(x|I) - E(x)\}^2 + 2E \{ (x - E(x|I)) (E(x|I) - E(x)) \}$ , wobei  $x$  stellvertretend für  $\dot{P}_{it+1}$  und  $I$  stellvertretend für  $I_t$  oder eine Teilmenge von  $I_t$  steht. Da  $x - E(x|I)$  orthogonal zu  $I$  steht, folgt  $E \{ (x - E(x|I)) (E(x|I) - E(x)) \} = 0$ . Da ferner  $\{E(x|I) - E(x)\}^2$  nie negativ sein kann, folgt  $E \{x - E(x)\}^2 \geq E \{x - E(x|I)\}^2$ .

Tabelle 3

**Geschätzte Standardabweichungen der Inflationsraten  
und ex post Real-Zinssätze**

Land	geschätzte Standardabweichung der Inflationsrate	geschätzte Standardabweichung des ex post Real- Zinssatzes
USA .....	3.7	3.5
Kanada .....	3.5	3.7
Großbritannien .....	7.3	6.5
Frankreich .....	3.4	4.0
Niederlande .....	2.9	4.4
Schweiz .....	4.2	4.5
Deutschland .....	2.9	4.1

beachte, daß in (7) die theoretischen und nicht die geschätzten Standardfehler stehen — in 5 von 7 Ländern verletzt. Dies ist ein weiteres Indiz gegen Famas Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes<sup>12</sup>.

Aufgrund der in diesem Abschnitt 4.1. vorgelegten Tests und Varianzüberlegungen wird das hier betrachtete einfache „Effizienzmodell“ als verworfen betrachtet.

**4.2. Nominelle Zinssätze und Inflationserwartungen:  
Ein „Markteffizienzmodell“ mit variablen ex ante Real-Zinssätzen**

*4.2.1. Einleitung*

Aus der Definition des ex ante Real-Zinssatzes folgt, daß der nominelle Zinssatz  $R_{it}$  der Summe des ex ante Real-Zinssatzes  $r_{it}^a$  und der erwarteten Inflationsrate  $E(\dot{P}_{it+1} | I_t)$  entspricht, d. h.

$$(8) \quad R_{it} \equiv r_{it}^a + E(\dot{P}_{it+1} | I_t)$$

Gleichung (8) ist eine Identität, die direkt aus der hier verwendeten Definition des ex ante Real-Zinssatzes folgt. Um die Auswirkungen einer Änderung der erwarteten Inflationsrate auf den nominellen Zins-

<sup>12</sup> Für eine formale Analyse und kritische Diskussion der „Varianzgrenzen-Tests“ vgl. *M. Flavin* (1982). Aufgrund des kleinen Stichprobenumfangs haben wir verzichtet, die für große Stichproben entwickelten Varianztests anzuwenden. Wir argumentieren hier direkt anhand der geschätzten Standardabweichungen. Da wir mögliche Schätzfehler bei den geschätzten Standardabweichungen nicht berücksichtigen, handelt es sich hier nicht um einen statistischen Test.

satz zu untersuchen, wird deshalb im folgenden Abschnitt 4.2.2. eine Hypothese bezüglich  $r_{it}^a$  formuliert. Aus dieser Real-Zinssatz-Hypothese zusammen mit der Definition (8) folgt dann, daß eine Änderung der erwarteten Inflationsrate eine gleich große Änderung des nominellen Zinssatzes bewirkt. In Abschnitt 4.2.3. wird diese Hypothese empirisch überprüft.

#### 4.2.2. Die ‚Fisher-Hypothese‘

Schreibt man die unerwartete Inflationsrate als  $n_{it+1}$ , d. h.

$$(9) \quad n_{it+1} \equiv \dot{P}_{it+1} - E(\dot{P}_{it+1} | I_t),$$

und den (unkonditionierten) Erwartungswert des ex ante Real-Zinssatzes als  $E(r_{it}^a)$ , kann die Definition (8) zu (10) umformuliert werden:

$$(10) \quad R_{it} \equiv E(r_{it}^a) + \dot{P}_{it+1} + u_{it}$$

wobei

$$(11) \quad u_{it} \equiv (r_{it}^a - E(r_{it}^a)) - n_{it+1}$$

Bezüglich des ex ante Real-Zinssatzes wird die folgende ‚Fisher-Hypothese‘ postuliert:<sup>13</sup> Der ex ante Real-Zinssatz ist ausschließlich eine Funktion realer Faktoren (beispielsweise der Grenzproduktivität des Kapitals, der Zeitpräferenzen und des Risikoverhaltens der Investoren, etc.) und keine Funktion des Inflationsprozesses. Formal,

$$(12) \quad E(r_{it}^a - E(r_{it}^a) | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dot{P}_{it-2}, \dots) = 0,$$

d. h. der ex ante Real-Zinssatz  $r_{it}^a$  ist nicht korreliert mit den bis zum Zeitpunkt  $t$  realisierten Inflationsraten<sup>14</sup>.

Da die bis zum Zeitpunkt  $t$  realisierten Inflationsraten  $\dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dot{P}_{it-2}, \dots$  in  $I_t$  enthalten sind, gilt für  $u_{it}$

$$(13) \quad E(u_{it} | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dot{P}_{it-2}, \dots) = 0. \text{<sup>15</sup>}$$

<sup>13</sup> In Anschluß an Fisher (1930) wird diese Hypothese als ‚Quantitäts-Modell‘ oder ‚Fisher-Hypothese‘ bezeichnet (vgl. dazu Fama und Schwert (1977)).

<sup>14</sup> In (12) wird implizit ebenfalls unterstellt, daß der ex ante Real-Zinssatz keine Funktion einer „dritten Variablen“ ist, die simultan die Inflationsraten und  $r_{it}^a$  bestimmt.

<sup>15</sup> Definitorisch gilt  $E(u_{it} | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots) = E\{r_{it}^a - E(r_{it}^a) | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots\} - \{E(n_{it+1} | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots)\}$ . Die unerwartete Inflationsrate  $n_{it+1}$  steht orthogonal zur Informationsbasis  $I_t$  und damit  $\dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots$ . Gemäß (12) steht  $r_{it}^a - E(r_{it}^a)$  ebenfalls orthogonal zu allen gelagten Inflationsraten. Folglich ist  $E(u_{it} | \dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots) = 0$ .

Gleichung (10), respektive (8), ist für sich betrachtet eine Identität. Unterstellt man jedoch, daß für  $u_{it}$  in (10) die Beziehung (13) gilt, ist (10) und damit (8) eine überprüfbare Hypothese: Eine Änderung der erwarteten Inflationsrate bewirkt eine proportionale Änderung des nominalen Zinssatzes.

#### 4.2.3. Schätzergebnisse

Unser Real-Zinssatz-Modell besteht aus der Gleichung (10), wobei für den ‚Störterm‘  $u_{it}$  die Gleichung (13) gilt. (13) impliziert (da weder  $\dot{P}_{it+1}$  noch die verzögerten  $u_{it}$  in der konditionierenden Informationsmenge enthalten sind), daß im allgemeinen

$$(14) \quad E(u_{it} | u_{it-1}, u_{it-2}, u_{it-3} \dots) \neq 0 \quad \text{und} \quad E(u_{it} | \dot{P}_{it+1}) \neq 0$$

gilt. Gleichung (10) ist daher keine (Standard-)Regressionsgleichung, weil der ‚Regressor‘  $\dot{P}_{it+1}$  mit dem ‚Störterm‘  $u_{it}$  korreliert sein kann und dieser Störterm zusätzlich Autokorrelation aufweisen kann. Zur Überprüfung der Hypothese, daß der Koeffizient von  $\dot{P}_{it+1}$  gerade +1 ist, verwenden wir daher das von Cumby, Huizinga und Obstfeld (1982) behandelte Two-Step Two-Stage Least Squares Verfahren<sup>16</sup>. Die mittels dieser Methode erzielten Testergebnisse sind in Tabelle 4 festgehalten.

Gemäß der ‚Fisher-Hypothese‘ sollten die geschätzten  $a_1$  (Tabelle 4) nicht signifikant verschieden von +1 sein. Die für die USA, Kanada und die Schweiz geschätzten  $a_1$  sind mit dieser Hypothese konsistent. Die Testergebnisse für England, Frankreich, Deutschland und die Niederlande legen hingegen eine Verwerfung der ‚Fisher-Hypothese‘ nahe.

Man könnte argumentieren, daß Investitions- und Sparentscheidungen nicht eine Funktion des ex ante Real-Zinssatzes  $r_{it}^a$ , sondern des ex ante Real-Zinssatzes nach Abzug der Steuern, kurz als netto ex ante Real-Zinssatz bezeichnet, sind<sup>17</sup>. Formuliert man die Fisher-Hypothese bezüg-

<sup>16</sup> Die hinter diesem Schätzer stehende Idee sei hier kurz zusammengefaßt: Gemäß (13) sind die Inflationsraten  $P_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dots$  nicht mit dem Störterm  $u_{it}$  korreliert. Diese Inflationsraten können daher als Instrumentalvariablen betrachtet werden und (10) kann konsistent mittels 2SLS (= ‚Two-Stage-Least-Squares‘) geschätzt werden. Die geschätzten Regressionsresiduen können dann zur Schätzung der Kovarianzstruktur der Störvariablen  $u_{it}$  verwendet werden. Es wird angenommen, daß  $u_{it}$  ein Moving-Average-Prozeß  $H$ -ter Ordnung ist (für unsere Zwecke erwies sich  $H = 4$  als nützliche Zusatzhypothese). Die 2S2SLS-Schätzungen sind dann Schätzungen, bei denen die geschätzte Kovarianzstruktur der Residuen explizit bei der Schätzung der Parameter und deren Standardfehler berücksichtigt wird (vgl. dazu Cumby, Huizinga und Obstfeld (1982)).

<sup>17</sup> Vgl. Feldstein (1980).

Tabelle 4

## Inflationserwartungen und nominelle Zinssätze

Schätzperiode:	1971.01 bis 1981.04
Anzahl Beobachtungen:	44
Schätzmethode:	2S2SLS <sup>18</sup>
Programmquelle:	John Huizinga, Graduate School of Business, University of Chicago
Instrumente:	$\dot{P}_{it}, \dot{P}_{it-1}, \dot{P}_{it-2}, \dot{P}_{it-3}, 1 (= \text{Konstante})$
Spezifikation Residuen:	$u_{it} = e_{it} + g_{1i}e_{it-1} + g_{2i}e_{it-2} + g_{3i}e_{it-3} + g_{4i}e_{it-4}$ , d. h die $u_{it}$ sind ein Moving-Average-Prozeß 4-ter Ordnung (die $e_{it}$ sind unkorrelierte Zufallsvariablen mit Erwartungswert 0). Es wird angenommen, daß dieser MA-Prozeß invertierbar ist. Die $g_i$ -Koeffizienten werden dann folgendermaßen geschätzt: Für die $u_{it}$ wird ein autoregressiver Prozeß 7-ter Ordnung geschätzt (Approximation an den Prozeß unendlicher Ordnung). Aus diesen Schätzwerten werden die $g_i$ berechnet, was wiederum eine Berechnung der geschätzten Kovarianzstruktur der $u_{it}$ erlaubt.
Schätzgleichung:	$R_{it} = a_0 + a_1 \dot{P}_{it+1} + u_{it}$
Hypothesen:	$a_1 = 1$

## Schätzergebnisse

Land	geschätzte Gleichung <sup>a)</sup>				
USA .....	$R_t =$	- .33 (3.02)	+ 1.22 (0.36)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_t$
Kanada .....	$R_t =$	- 1.87 (3.58)	+ 1.32 (0.41)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_t$
Großbritannien .....	$R_t =$	11.51 (2.03)	+ 0.03 (0.14)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_{it}$
Frankreich .....	$R_t =$	- 8.53 (3.79)	+ 1.94 (0.37)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_{it}$
Niederlande .....	$R_t =$	9.28 (2.16)	- 0.29 (0.27)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_{it}$
Schweiz .....	$R_t =$	- 0.23 (2.35)	+ 0.94 (0.43)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_{it}$
Deutschland .....	$R_t =$	6.55 (1.21)	- 0.08 (0.14)	$\dot{P}_{t+1}$	+ $u_{it}$

a) Standardfehler in Klammern.

<sup>18</sup> Vgl. Fußnote 16.

lich des netto ex ante Real-Zinssatzes, sollte  $a_1$  größer als  $+1$  sein<sup>19</sup>. Neben den für die USA, Kanada und die Schweiz erzielten Schätzergebnissen ist ebenfalls der für Frankreich geschätzte  $a_1$ -Koeffizient mit der um Steuerüberlegungen erweiterten ‚Fisher-Hypothese‘ konsistent. Steuerüberlegungen liefern jedoch keine Erklärung für die signifikant kleiner als  $+1$  geschätzten  $a_1$  im Falle Englands, Deutschlands und der Niederlande. Die nominellen Euro-Zinssätze dieser Länder scheinen praktisch nicht auf Änderungen der erwarteten Inflationsraten zu reagieren<sup>20</sup>. Die unterschiedlichen Testergebnisse dokumentieren ganz allgemein ‚Länderunterschiede‘, in denen sich möglicherweise die Vielfalt in wirtschaftspolitischen Maßnahmen, gesetzlichen Vorschriften und vielleicht auch in der „Konsumentenpreisindexpflege“ spiegelt<sup>21</sup>. Schlußendlich, falls entgegen der Hypothese (12) der ex ante Real-Zinssatz systematisch mit der „Inflationgeschichte“ korreliert ist, können die geschätzten  $a_1$  vom Wert  $+1$  abweichen. Systematisch von  $+1$  abweichende  $a_1$ -Schätzungen spiegeln deshalb möglicherweise auch eine Beziehung zwischen dem ex ante Real-Zinssatz- und dem Inflationsprozeß des betrachteten Landes.

### 4.3. Die Hypothese identischer ex ante Real-Zinssätze auf Eurodepositen in verschiedenen Währungen

#### 4.3.1. Hypothesenbildung

Der Devisen-Kassakurs  $w_{ijt}$  sei definiert als Anzahl Währungseinheiten des  $i$ -ten Landes, die im Zeitpunkt  $t$  pro Währungseinheit des  $j$ -ten Landes am Devisen-Kassamarkt bezahlt werden müssen. Entsprechend bezeichne der Terminuskurs  $f_{ijt}$  die Anzahl Währungseinheiten des  $i$ -ten

<sup>19</sup> Ein marginaler Steuersatz von 30 % impliziert beispielsweise einen Wert für  $a_1$  in der Größenordnung von 1,4. Eine Erhöhung der erwarteten Inflationsrate um 1 % induziert dann eine Erhöhung des nominellen Zinssatzes nach Abzug der Steuern um 1 %, da 30 % der Zinssatzerhöhung von 1,4 % versteuert werden muß.

<sup>20</sup> Möglicherweise spiegelt sich in diesem Ergebnis eine Verletzung der ex ante Kaufkraft-Paritätentheorie. Falls Eurodepositen in deutscher Mark, holländischen Gulden und Pfund Sterling primär von Anlegern außerhalb dieser Länder gehalten werden, schlagen sich Änderungen der Inflationsraten dieser Länder nicht unmittelbar in den nominellen Zinssätzen nieder. Allerdings wäre dann auch ein entsprechendes Ergebnis für den Eurofrankensatz zu erwarten.

<sup>21</sup> Möglicherweise spiegeln sich in diesen Testergebnissen auch Datenprobleme. Zumindest für die Bundesrepublik Deutschland fanden wir Anzeichen dafür, daß die Saisonkomponente in den Inflationsdaten eine Reduktion des geschätzten  $a_1$ -Koeffizienten bewirkt. Analog können staatliche Preiskontrollen eine Reduktion des  $a_1$ -Koeffizienten bewirken. Eine genaue Analyse dieser Probleme soll Gegenstand eines weiteren Papers sein (Granzio (1983)).

Landes, die pro Währungseinheit des  $j$ -ten Landes am Devisen-Terminmarkt gehandelt wird<sup>22</sup>.

Die *Zinssatz-Paritätentheorie* ist eine reine Arbitrage-Bedingung, die auf einem effizienten Kapitalmarkt in jedem Zeitpunkt  $t$  erfüllt sein muß und hier ebenfalls vorausgesetzt werden soll. Formal,

$$(15) \quad \ln f_{ijt} - \ln w_{ijt} = R_{it} - R_{jt} .$$

Definiert man die relative Differenz zwischen dem Terminkurs und dem erwarteten zukünftigen Kassakurs als  $e_{ijt}$ , d. h.

$$(16) \quad e_{ijt} \equiv E(\ln w_{ijt+1} | I_t) - \ln f_{ijt} ,$$

und die Differenz zwischen der erwarteten Wechselkurs-Änderung und der erwarteten Inflationsdifferenz als  $m_{ijt}$ , d. h.

$$(17) \quad m_{ijt} \equiv \{E(\ln w_{ijt+1} | I_t) - \ln w_{ijt}\} - \{E(\dot{P}_{it+1} | I_t) - E(\dot{P}_{jt+1} | I_t)\} ,$$

kann die Arbitrage-Bedingung (15) zu

$$(18) \quad \{R_{it} - E(P_{it+1} | I_t)\} - \{R_{jt} - E(P_{jt+1} | I_t)\} \equiv r_{jt}^a - r_{jt}^a = m_{ijt} - e_{ijt}$$

umformuliert werden. Die Zinssatz-Paritätentheorie impliziert daher unter der zusätzlichen Annahme  $m_{ijt} = e_{ijt}$ , daß die ex ante Real-Zinssätze der Länder  $i$  und  $j$  in jedem Zeitpunkt  $t$  identisch sind. Hinreichend (aber nicht notwendig) für diese zusätzliche Annahme  $m_{ijt} = e_{ijt}$  ist, daß der *Terminkurs eine optimale Prognose des zukünftigen Kassakurses* ist (d. h.  $e_{ijt} = 0$  für alle  $t$ ) und daß die *ex ante Kaufkraft-Paritätentheorie* immer erfüllt ist (d. h.  $m_{ijt} = 0$  für alle  $t$ )<sup>23</sup>.

Es ist denkbar, daß aufgrund von Risikoaversionen der Terminkurs nicht eine optimale Prognose des zukünftigen Kassakurses ist und/oder daß die ex ante Kaufkraft-Paritätentheorie nicht in jedem Zeitpunkt  $t$ , sondern lediglich über längere Zeitperioden erfüllt ist<sup>24</sup>. Ist der Terminkurs jedoch zumindest „langfristig“ eine unverzerrte Prognose des zukünftigen Kassakurses (d. h.  $E(e_{ijt}) = 0$ ) und gilt die Kaufkraft-Paritätentheorie ebenfalls im langfristigen Durchschnitt (d. h.  $E(m_{ijt}) = 0$ ), impliziert (18)

$$(19) \quad E(r_{it}^a) - E(r_{jt}^a) = 0 .$$

<sup>22</sup> Wir betrachten lediglich einen Einperioden-Terminmarkt, d. h. die Devisenkontrakte werden in Zeitpunkt  $t$  abgeschlossen und die Lieferung der Devisen erfolgt im Zeitpunkt  $t + 1$ .

<sup>23</sup> Vgl. dazu Granziole (1981).

<sup>24</sup> Vgl. zu Risikoaversionen und Terminkurs als optimale Prognosen der zukünftigen Kassakurse Granziole (1981, 1982).

Gemäß der schwächeren Hypothese (19) sind die ‚Durchschnittswerte‘ der während einer langen Periode realisierten ex ante Real-Zinssätze des Landes  $i$  und  $j$  identisch. Kurzfristige Abweichungen der ex ante Real-Zinssätze verschiedener Länder sind aber zugelassen. Dabei sei erwähnt, daß solche kurzfristigen Unterschiede eine zentrale Rolle in neueren theoretischen Wechselkursmodellen, wie demjenigen von Dornbusch (1976), spielen.

#### 4.3.2. Die Überprüfung der Hypothese identischer ex ante Real-Zinssätze

Wir definieren  $r_t^a$  als das arithmetische Mittel der ex ante Real-Zinssätze der sieben hier betrachteten OECD-Länder, d. h.

$$(20) \quad r_t^a \equiv \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 r_{it}^a \equiv \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 E(r_{it}^p | I_t),$$

und bezeichnen  $r_t^a$  als ex ante ‚Eurosatz‘. Die Hypothese (in jedem Zeitpunkt  $t$ ) identischer ex ante Real-Zinssätze impliziert

$$(21) \quad r_t^a = r_{it}^a.$$

Definiert man analog zu  $r_t^a$  den ex post ‚Eurosatz‘ als das arithmetische Mittel aller ex post Real-Zinssätze, d. h.

$$(22) \quad r_t^p \equiv \frac{1}{7} \sum_{i=1}^7 r_{it}^p,$$

folgt von (20) und (21)

$$(23) \quad E(r_{it}^p - r_t^p | I_t) = 0 \quad \text{für alle } i, i = 1, \dots, 7.$$

Gemäß (23) ist die Differenz zwischen jedem ex post Real-Zinssatz  $r_{it}^p$  und dem ex post ‚Eurosatz‘  $r_t^p$  mit keinem Element oder einer Funktion der Elemente in  $I_t$  korreliert. Die Variable  $(r_{it}^p - r_t^p)$  ist bezüglich  $I_t$  ein White-Noise-Prozeß, d. h.  $I_t$  ist zur Prognose von  $\{r_{it+s}^p - r_{t+s}^p\}$ ,  $s \geq 0$ , wertlos.

Gleichung (23) wird empirisch überprüft, indem  $r_{it}^p$  auf  $r_t^p$  regressiert wird, wobei der Koeffizient von  $r_t^p$  auf +1 restringiert wird. Sind die ex ante Real-Zinssätze aller hier betrachteten Länder in jedem Zeitpunkt  $t$  identisch, so sollten die Residuen dieser Schätzungen keine Autokorrelation aufweisen und das geschätzte konstante Glied sollte nicht signifikant verschieden von null sein. Unter der schwächeren Hypothese,



daß der ex ante Real-Zinssatz des  $i$ -ten Landes lediglich im langfristigen Durchschnitt dem ex ante ‚Eurosatz‘ entspricht, sollte lediglich das geschätzte konstante Glied nicht signifikant verschieden von null sein, während Seriekorrelation in den Residuen mit dieser schwächeren Hypothese konsistent ist. In der Residualautokorrelation spiegeln sich dann die vorübergehenden, systematischen Abweichungen des ex ante Real-Zinssatzes auf Euroanlagen in der  $i$ -ten Währung vom ex ante ‚Eurosatz‘. Die Testresultate sind in Tabelle 5 auf S. 454 festgehalten.

Die Hypothese identischer ex ante Real-Zinssätze impliziert, daß (23) für alle  $i$  gilt. In 4 Regressionen (USA, Großbritannien, Niederlande, Bundesrepublik Deutschland) beobachten wir jedoch entweder Seriekorrelation in den Regressionsresiduen (USA, Niederlande, Deutschland) und/oder ein signifikant von null verschiedenes konstantes Glied (Großbritannien, Deutschland).

Diese Ergebnisse sprechen dafür, daß die ex ante Real-Zinssätze verschiedener Länder nicht nur in jedem Zeitpunkt (‚kurzfristig‘) voneinander abweichen, sondern ebenfalls im ‚langfristigen‘ Durchschnitt.

Die zu den Schätzungen in Tabelle 5 angegebenen Determinationskoeffizienten ( $R^2$ ) verdeutlichen andererseits, daß der ex post Real-Zinssatz eines jeden Landes mit dem ex post ‚Eurosatz‘ relativ hoch korreliert ist. Ferner ist die Seriekorrelation in den Regressionsresiduen der in Tabelle 5 festgehaltenen Schätzungen bedeutend kleiner als die Seriekorrelation in den ex post Real-Zinssätzen (vgl. Tabelle 1). Schlußendlich kann die weniger restriktive Hypothese, daß der ex ante Real-Zinssatz eines jeden Landes bis auf eine konstante Größe dem ex ante Eurosatz entspricht, lediglich für die USA, die Niederlande und Deutschland verworfen werden. Zusammenfassend sprechen diese Ergebnisse für eine relativ hohe, aber nicht perfekte Korrelation zwischen den ex ante Real-Zinssatz-Bewegungen der sieben hier betrachteten Nationen.

## 5. Schlußfolgerung

Aufgrund der vorliegenden Testergebnisse mußten alle drei in der Einleitung genannten Hypothesen zumindest für ein oder mehrere der 7 betrachteten Länder — USA, Kanada, Großbritannien, Frankreich, Niederlande, Schweiz und Bundesrepublik Deutschland — empirisch verworfen werden. Da es sich jeweils um zusammengesetzte Hypothesen handelt, kann nicht abgeklärt werden, welche der „Grundhypothesen“ verletzt ist. Geht man aber von rationalen Erwartungen der Euromarktteilnehmer aus, so können zumindest die folgenden Schlüsse gezogen werden.

**Tabelle 5: Schätzungen zur Hypothese identischer ex ante Real-Zinssätze**

Land	$\alpha_0^{(a)}$	$s(u_i)^{(b)}$	$R^{2(c)}$	$P_b^{(d)}$								$B - P(k)$		
				$k = 1$	2	3	4	5	6	7	8	$k = 4$	$k = 8$	
USA	.95 (.54)	2.61	.43	.19	.35*	.18	.19	-.05	.09	-.12	-.17	.14	11.85*	13.61
Kanada	.74 (.40)	2.77	.44	.22	.03	.01	.12	-.15	-.19	-.12	-.01	.14	3.37	9.94
Großbritannien	-1.51* (.75)	5.18	.36	.15	.24	-.16	.18	-.14	-.06	-.14	.06	.14	7.20	9.79
Frankreich	.53 (.44)	3.05	.40	.13	.04	.10	-.09	-.14	.02	.18	.15	.14	1.96	6.43
Niederlande	-.34 (.81)	3.52	.35	.16	.33*	.00	.30*	.15	.14	-.03	.04	.14	12.15*	14.68*
Schweiz	-1.04 (.55)	3.78	.29	.10	-.07	.20	.19	.04	-.03	-.02	.15	.14	4.92	6.42
Deutschland	.66* (.18)	2.62	.59	.02	-.28	.07	.35*	-.03	-.51*	-.09	.19	.14	10.89*	28.39*

a) Standardfehler in Klammern; Schätzwerte, die um mehr als zweimal den Betrag des geschätzten Standardfehlers von null abweichen, sind mit einem Stern als „signifikant“ markiert. — b)  $s(u_i)$  = geschätzter Standardfehler der Residuen. — c) Determinationskoeffizient. — d) geschätzte Autokorrelation der Residuen Lag  $k$ ;  $s(p_k)$  = geschätzter Standardfehler der Autokorrelationen;  $B - P(k)$  = angepasste Box-Pierce-Statistik (siehe Tabelle 1); geschätzte Autokorrelationen und  $B - P(k)$ -Werte, die für ein Signifikanzniveau von 95%, signifikant verschieden von null sind, werden mit einem Stern markiert.

1. Die ex ante Real-Zinssätze auf Eurodepositen sind nicht konstant, sondern variabel im Zeitablauf<sup>25</sup>.
2. Die Beziehung zwischen nominellen Euro-Zinssätzen und den korrespondierenden, erwarteten Inflationsraten ist für verschiedene Länder nicht identisch. Wir beobachten „schwache“ und „starke“ Fisherbeziehungen. Es ist zu vermuten, daß die ex ante Real-Zinssätze mit den entsprechenden Inflations-Prozessen korreliert sind. Das im nächsten Punkt erwähnte Kaufkraftisiko könnte zu einer solchen Korrelation führen. Außerdem ist daran zu denken, daß der Inflationsprozeß Bestandesanpassungen auslösen kann; ein in der Höhe und Struktur geänderter Kapitalstock wird sich auf die ex ante Real-Zinssätze auswirken.
3. Die ex ante Real-Zinssätze auf verschiedenen Eurodepositen sind weder „kurzfristig“ noch „langfristig“ identisch. Wir vermuten, daß sich in diesem Ergebnis u. a. eine Verletzung der ex ante Kaufkraft-Paritätentheorie spiegelt. Zumindest weisen die Ergebnisse aber auf eine starke, wenn auch nicht perfekte, Korrelation zwischen den Bewegungen der ex ante Real-Zinssätze auf Eurodepositen in verschiedenen Währungen hin. Denkbar ist jedoch auch, daß unterschiedliche ex ante Real-Zinssätze durch unterschiedliche Kaufkraftisiken der betrachteten Währungen bedingt sind<sup>26</sup>. Solche Unterschiede in den Kaufkraftisiken verschiedener Währungen könnten möglicherweise auch die oben genannten Abweichungen in den Fisherbeziehungen erklären<sup>27</sup>.

Abschließend sei nochmals darauf hingewiesen, daß die Aussagekraft der vorliegenden Testergebnisse natürlich von der Qualität der Daten abhängt. Besonders problematisch dürften dabei die Inflationsdaten sein. Beispielsweise können direkte, staatliche Preiskontrollen zu Unter-

---

<sup>25</sup> Die Verwerfung der Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes ist, wie kürzlich von Wood (1983) deutlich hervorgehoben wurde, kaum überraschend. — "This model is valid only under an extremely restrictive set of conditions . . . , a constant expected real rate of interest requires either that nothing affecting saving or investment ever changes or that the changes cancel one another so that the saving and investment functions always intersect at the same expected real rate of interest. The virtual impossibility of these conditions becomes obvious upon consideration that the variables affecting saving and investment include aggregate output, population, technological change, the capital, and taxes." (Wood (1983), 21.)

<sup>26</sup> Vgl. dazu Fama und Farber (1979).

<sup>27</sup> Das reale Anlagerisiko einer Festgeldanlage ist durch die unerwartete Inflationsrate bedingt. Die Kovarianz der unerwarteten Inflationsrate mit den realen Renditen auf anderen Anlageformen (z. B. Aktien) bestimmt dann das Risiko von Festgeldanlagen in einem Portefeuille. Sofern der ex ante Real-Zinssatz eine Funktion des Risikos von Festgeldanlagen ist, kann Gleichung (12) verletzt sein. Eine Verletzung der Annahme (12) könnte wiederum die empirisch beobachteten, unterschiedlichen Fisherbeziehungen erklären.

schieden zwischen den „offiziellen“ und den effektiven, für Finanzentscheidungen relevanten, Teuerungsraten führen. Ferner ist ganz allgemein auf Erfassungsprobleme und Indexmanipulationen aus politischen Gründen hinzuweisen. Die hier angesprochenen Probleme könnten dazu führen, daß bestimmte Hypothesen „zu schnell“ verworfen werden.

### Anhang 1: Datenkonvention und Quellen

Die Datenkonvention ist folgendermaßen: Der Zeitindex  $t$  bezeichnet Quartalsende. Der ex post Real-Zinssatz  $r_{it}^p$  ist der nominelle Euro-Zinssatz  $R_{it}$  minus die Inflationsrate während der Zeitspanne  $t$  bis  $t+1$ , d. h.  $P_{it+1}$ . Der ex post Real-Zinssatz  $r_{it}^p$  bezieht sich daher auf das Quartal  $t$  bis  $t+1$ . Für  $R_{it}$  wird der von der Harris Bank publizierte, sich auf den letzten Freitag eines jeden Quartals beziehende nominelle 3-Monats-eurosatz verwendet. Bei den Inflationsraten greifen wir auf die in den International Financial Statistics publizierten monatlichen Konsumenten-Preisindizes zurück<sup>28</sup>. Die Inflationsrate des ersten Quartals 1970 ist dann beispielsweise als die relative Änderungsrate des Preisindizes von Dezember 1969 bis März 1970 definiert. Alle Änderungsraten sind in Prozenten pro Jahr ausgedrückt und als prozentuale Änderungsraten berechnet<sup>29</sup>.

Während die nominellen Zinssätze Daten sind, die direkt am Euromarkt beobachtet wurden, sind andererseits die Inflationsdaten statistische Konstrukte, die i. d. R. eine Reihe von Mängeln aufweisen. Solche Datenprobleme sind im allgemeinen in empirischen Untersuchungen unvermeidbar, sollten jedoch bei der Beurteilung der Ergebnisse ebenfalls in Rechnung gestellt werden.

### Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit untersucht die ex ante Real-Zinssätze am Euromarkt der Länder USA, Kanada, Vereinigtes Königreich, Frankreich, Bundesrepublik Deutschland und Schweiz (Periode 1970.I bis 1981.IV). Die wichtigsten Hypothesen und Ergebnisse können folgendermaßen zusammengefaßt werden:

1. Die von *Fama* (1975) postulierte Hypothese eines konstanten ex ante Real-Zinssatzes wird mittels Autokorrelations- und Regressionsmethoden überprüft und für alle Länder außer der Schweiz verworfen. Zusätzlich legen

<sup>28</sup> Die Inflationsdaten wurden aus den Preisindizes für Konsumgüter im 'Supplement of Price Statistics', No. 2, 1981, IFS, berechnet.

<sup>29</sup> Die Verwendung prozentualer Änderungsraten (anstelle kontinuierlich gebundener Zinssätze, respektive erster Differenzen der logarithmierten Preisindizes) ist mit Approximationsfehlern verbunden; die Größenordnung dieser Näherungsfehler ist bei den hier verwendeten Daten jedoch vernachlässigbar klein.

auch Berechnungen der durch Famas Konstanzhypothese implizierten Varianzbedingungen eine Verwerfung dieser Hypothese für mehrere Länder (inklusive Schweiz) nahe.

2. Die Fisher-Hypothese (*Fisher* (1930)) wird gemeinhin mit der rationalen Erwartungshypothese überprüft. Das Testvorgehen läßt einen variablen, vom Inflationsprozeß unabhängigen, ex ante Real-Zinssatz zu. Die vom Modell implizierte 1 : 1-Korrespondenz zwischen nominellem Zinssatz und erwarteter Inflationsrate wird mittels einer zweistufigen Regressionsmethode überprüft und für Frankreich (nur bei Vernachlässigung der Steuereffekte), England, Bundesrepublik Deutschland und die Niederlande verworfen.
3. Mittels Regressionsmethoden wird die Hypothese, identischer ex ante Realzinssätze (Ländervergleich) überprüft und verworfen, wobei die Ergebnisse auch auf langfristig bestehende Abweichungen hinweisen.

### Summary

This study analyzes real interest rates in the Euro market for the United States, Canada, the United Kingdom, France, West Germany, the Netherlands, and Switzerland (1970.I to 1981.IV period). The main results are as follows:

- First, *Fama's* (1975) hypothesis of a constant real ex ante interest rate is tested by autocorrelation and regression methods and rejected for all countries but Switzerland. In addition we report evidence suggesting that the variance bound condition implied by *Fama's* hypothesis is violated in several countries (including Switzerland).
- Second, a rational expectation version of the *Fisher* (1930) hypothesis is examined. The real ex ante interest rate is assumed to be variable but unrelated to the inflation process. The model implies a one-to-one correspondence between nominal interest rates and expected inflation rates which we test using a two-step two-stage least squares estimator. The rational expectation version of the *Fisher* hypothesis is rejected for France (if tax considerations are neglected), England, West Germany and the Netherlands.
- Third, we present evidence suggesting that the ex ante real interest rates of the seven considered countries are not only different at each point of time but that such differences in real ex ante interest rates are also persistent through time.

### Literatur

- Box*, G. E. P. und G. M. *Jenkins* (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco.
- Carlson*, J. A. (1977), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: Comment, *American Economic Review* 67.

- Cumby, R. E., J. Huizinga und M. Obstfeld* (1982), Two-Step Two-Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations, mimeo, GSB of University of Chicago, GSB of New York, Department of Economics, Columbia University, USA.
- Dornbusch, R.* (1976), Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy* 84, 1161 - 76.
- Fama, E. F.* (1975), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation. *American Economic Review* 65.
- und *G. W. Schwert* (1977), Asset Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics* 5, 115 - 46.
- und *André Farber* (1979), Money, Bonds, and Foreign Exchange, *American Economic Review* 69. 4, Sept., 639 - 647.
- Feldstein, M.* (1980), Comment, in: *Rational Expectations and Economic Policy* (ed.): St. Fisher, Chicago.
- Fisher, J.* (1930), *The Theory of Interest*, New York.
- Fisher, St.* (1980), On Activist Monetary Policy with Rational Expectations, in: *Rational Expectations and Economic Policy* (ed.): St. Fisher, Chicago.
- Flavin, M.* (1982), Small Sample Bias in Tests of Excesses Volatility in the Bond Market, mimeo, Economics Department, University of Virginia, USA, März.
- Garbade, K. und P. Wachtel* (1978), Time Variation in the Relationship Between Inflation and Interest Rates, *Journal of Monetary Economics* 4.
- Granzio, M.* (1981), Tägliche Wechselkurs-Schwankungen, Devisenmarkt-Interventionen der monetären Behörden und rationale Erwartungen, Schriftenreihe des Instituts für empirische Wirtschaftsforschung, Universität Zürich, Band 5, Zürich und Frankfurt.
- (1981), Devisenterminkurse als Prognosen zukünftiger Kassakurse: Lassen systematische Abweichungen der Terminkurse von den später realisierten Kassakursen auf unausgenützte Gewinnchancen und nicht rationale Erwartungen der Marktteilnehmer schließen?, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 101 (6), 627 - 650.
- (1982), Systematisch erzielbare oder zufällig erzielte Spekulationsgewinne: Ein Kommentar . . . , *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 1, 93 - 101.
- (1983), Nominal Euro Interest Rates, Expected Inflation and Direct Price Controls, mimeo, Universität Zürich.
- Ljung, C. M. und G. E. P. Box* (1978), On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika* 65.
- Mishkin, F. S.* (1981), The Real Interest Rate: An Empirical Investigation, in: *The Costs and Consequences on Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy (ed.): K. Brunner und A. H. Meltzer.
- Nelson, C. R. und G. W. Schwert* (1977), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant, *American Economic Review* 67.
- Sargent, T. J.* (1979), *Macroeconomic Theory*, New York.
- Schelbert, H.* (1983), Neue Makroökonomie: Gegensätze und Gemeinsames, in: *G. Bombach, B. Gahlen, A. Ott (Hrsg.), Makroökonomie Heute: Gemeinsames und Gegensätze*, Tübingen, 83 - 110.

- M. Chassot und M. Granzio (1981), Stabilisierungspolitik in kleinen offenen Volkswirtschaften, am Beispiel der Schweiz empirisch illustriert, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 101 (4), 379 - 416.
- Turnovsky, S. T. (1977), *Macroeconomic Analysis and Stabilization Policy*. Cambridge.
- Wood, John H. (1983), Interest Rates and Inflation: An Old and Unexplained Relationship, *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, January.