

Die Zinsstruktur am Euromarkt: eine empirische Studie

Von Rudolf Marty, Universität Zürich¹

1. Einleitung und Fragestellung

Der Zusammenhang zwischen Zinssätzen unterschiedlicher Laufzeit ist schon seit längerer Zeit Gegenstand zahlreicher theoretischer und empirischer Forschungsarbeiten. Die dabei am häufigsten verwendeten Erklärungsansätze sind die Erwartungstheorie und die Risikoprämientheorie. Im Rahmen der reinen Erwartungstheorie der Zinsstruktur werden festverzinsliche Anlagen, die sich nur in bezug auf die Laufzeit unterscheiden, als vollständige Substitute betrachtet. Die Differenz zwischen kurz- und langfristigen Zinssätzen (die sogenannte Zinsspanne) ist gemäss der Erwartungstheorie ausschliesslich auf erwartete Änderungen der kurzfristigen Zinsen zurückzuführen. Wird unterstellt, dass die erwarteten Zinssatzänderungen im Mittel mit den tatsächlichen übereinstimmen, so sollte bei Gültigkeit der Erwartungstheorie eine Prognose der kurzfristigen Zinssatzänderung mit Hilfe der Zinsspanne möglich sein.

Im Gegensatz zur Erwartungstheorie postuliert die Risikoprämientheorie eine eingeschränkte Substituierbarkeit von Anlagen unterschiedlicher Laufzeit. Erwartungen über die Entwicklung kurzfristiger Zinsen spielen im Rahmen dieser Theorie ebenfalls eine Rolle bei der Erklärung der Zinsstruktur, wobei jedoch zusätzlich noch eine Risikoprämie auf Zinssätzen von langfristigen Anlagen angenommen wird. Die Risikoprämie variiert je nach Laufzeit der entsprechenden Anlage und wird mit risikoaversen Verhalten der Anleger begründet.

In dieser Arbeit soll nun empirisch abgeklärt werden, in welchem Ausmass die reine Erwartungstheorie das kurzfristige Segment der Zinsstruktur am Euromarkt zu erklären vermag. Insbesondere soll auch Aufschluss gewonnen werden über die Frage, ob es Hinweise gibt für die Existenz von Risikoprämien. Als Datenmaterial dienen monatliche Eurozinsen von sechs Währungen mit Laufzeiten von einem bis zu zwölf Monaten. Bisherige Arbeiten zur Überprüfung der Erwartungstheorie anhand des kurzfristigen Segments der Zinsstruktur existieren für amerikanische Geldmarkt-Zinssätze. *Shiller/Campbell/Schoenholz* (1983) und *Fama* (1984) finden in ihren Arbeiten anhand von ein- bis sechsmonatigen US-treasury-bills starke Evidenz gegen die reine Form der Erwartungstheorie, was sie mit den längerfristigen Zinsen enthaltenen Risikoprämien erklären. *Mankiw/Summers* (1984) können in ihrer Untersuchung anhand von drei- und sechsmonatigen US-Geldmarktzinsen ebenfalls zeigen, dass die

¹ Der Autor ist B. Keller und einem anonymen Referenten für die wertvollen Ratschläge und J. Bärlocher für die EDV-Unterstützung sehr dankbar.

Varianz der Risikoprämie über 70 Prozent der Varianz der Zinsspanne zu erklären vermag. Für *Mankiw/Miron* (1986) sind jedoch nicht ausschliesslich zeitlich variierende Risikoprämien für den empirisch schwachen Erklärungsgehalt der Erwartungstheorie verantwortlich. Sie begründen die Verwerfung der Erwartungstheorie mit dem Argument, dass je nach der von der Zentralbank verfolgten Geldpolitik (Stabilisierung der kurzfristigen Zinsen oder eines monetären Aggregates) die Zinsstruktur einen unterschiedlichen Informationsgehalt aufweist. Falls die Zentralbank nämlich eine Politik der Zinssatz-Stabilisierung verfolgt, ist die erwartete Änderung der kurzfristigen Zinsen gleich Null und die Zinsspanne reflektiert nur noch die Risikoprämie. *Kugler* (1987, 1988) überprüft dieses Argument mit Eurofranken-, Euromark- und Eurodollar-Zinsen. Er kommt zum Schluss, dass die Erwartungstheorie im Falle der Eurofranken- und Euromark-Zinsen empirisch besser gestützt wird als bei Eurodollar-Zinsen, was er als Bestätigung des von Mankiw und Miron vorgebrachten Arguments wertet.

Die Möglichkeit eines durch die Änderung der Geldpolitik verursachten Strukturbruchs und die sich daraus ergebenden Konsequenzen in bezug auf die Erwartungstheorie der Zinsstruktur sollen in der vorliegenden Arbeit ebenfalls empirisch untersucht werden. Dank dem Vorliegen von Zinssätzen für verschiedene Währungen ergeben sich in dieser Hinsicht interessante Vergleichsmöglichkeiten. Der weitere Inhalt dieser Arbeit gliedert sich in drei Abschnitte. Im folgenden wird das theoretische Modell dargestellt. Danach folgt eine kurze Diskussion der sich im Zusammenhang mit der Schätzung des Modells ergebenden ökonometrischen Probleme. Im letzten Abschnitt findet man schliesslich eine Zusammenfassung und Interpretation der wichtigsten Ergebnisse aus den vorliegenden Schätzungen.

2. Das theoretische Modell

Ausgehend von der reinen Erwartungstheorie kann folgende Beziehung zwischen einem kurzfristigen Zinssatz mit einer Laufzeit von n Perioden ${}_n r_t$ und einem langfristigen, über $2n$ Perioden geltenden Zinssatz ${}_{2n} r_t$ formuliert werden².

$$(1 + {}_{2n} r_t)^2 = (1 + {}_n r_t)(1 + {}_n r_{t+n}^e) \quad (1)$$

Der Ertrag einer Anlage mit einer Laufzeit von $2n$ Perioden entspricht somit dem erwarteten Ertrag einer Strategie, in der zweimal hintereinander in Anlagen mit einer Laufzeit von n Perioden investiert wird. Unter der Annahme rationaler Erwartungen der Marktteilnehmer kann der für den Zeitpunkt $t + n$ erwartete kurzfristige Zinssatz ${}_n r_{t+n}^e$ als bedingter Erwartungswert (gegeben die im Zeitpunkt t verfügbare Information) gebildet werden:

$${}_n r_{t+n}^e = E_t({}_n r_{t+n}) \quad (2)$$

² Es wird unterstellt, dass sämtliche Zinszahlungen erst auf Verfall geleistet werden.

Die nicht-lineare Beziehung (1) zwischen den Zinssätzen unterschiedlicher Laufzeit kann nun für hinreichend kleine ${}_n r_t$ bzw. ${}_{2n} r_t$ mittels einer logarithmischen Transformation durch folgenden Ausdruck approximiert werden:

$${}_{2n} r_t = 0.5({}_n r_t + E_t({}_n r_{t+n})) \quad (3)$$

Gleichung (3) ist die linearisierte Version der Erwartungstheorie der Zinsstruktur, die den langfristigen Zinssatz als Durchschnitt des laufenden und des erwarteten kurzfristigen Zinssatzes beschreibt. Da aber diese Formulierung sowohl aus theoretischer wie auch aus empirischer Sicht als zu restriktiv erscheint (vgl. z. B. *Fama*, 1976), wird ein allgemeinerer Modellrahmen gewählt, der (3) als Spezialfall enthält. In Anlehnung an *Fama* (1984) wird in Gleichung (3) der langfristige Zinssatz um eine Risikoprämie ϱ_t ergänzt:

$${}_{2n} r_t = 0.5({}_n r_t + E_t({}_n r_{t+n})) + \varrho_t \quad (4)$$

Durch Subtraktion von ${}_n r_t$ von (4) gelangt man schliesslich zu einer Beziehung, die die Differenz von lang- und kurzfristigem Zinssatz ${}_n S_t = {}_{2n} r_t - {}_n r_t$ (im folgenden als Zinsspanne bezeichnet) als Linearkombination der erwarteten Änderung des kurzfristigen Zinssatzes $E_t(\Delta_n r_{t+n})$ und der Risikoprämie wiedergibt:

$${}_n S_t = 0.5 E_t(\Delta_n r_{t+n}) + \varrho_t \quad (5)$$

Gemäss obiger Gleichung enthält die Zinsspanne somit Informationen über die Risikoprämie und die erwartete Änderung des kurzfristigen Zinssatzes. Die Varianz der Zinsspanne kann nun als Summe von zwei Kovarianztermen ausgedrückt werden³:

$$\text{Var}[_n S_t] = 0.5 \text{Cov}[_n S_t, E_t(\Delta_n r_{t+n})] + \text{Cov}[_n S_t, \varrho_t] \quad (6)$$

Dividiert man beide Seiten von (6) durch die Varianz der Zinsspanne, so ergibt sich folgende Identität:

$$1 = 0.5 b_n + g_n \quad (7)$$

mit

$$b_n = \frac{\text{Cov}[_n S_t, E_t(\Delta_n r_{t+n})]}{\text{Var}[_n S_t]}$$

und

$$g_n = \frac{\text{Cov}[_n S_t, \varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]}$$

³ Die Varianz der Zinsspanne ist gemäss (5):

$$\text{Var}[_n S_t] = \text{Cov}[_n S_t, 0.5 E_t(\Delta_n r_{t+n}) + \varrho_t] = 0.5 \text{Cov}[_n S_t, E_t(\Delta_n r_{t+n})] + \text{Cov}[_n S_t, \varrho_t]$$

womit Gleichung (6) hergeleitet ist.

Ziel der empirischen Analyse wird die Schätzung des Koeffizienten b_n sein, aufgrund dessen man Schlüsse zu ziehen vermag über die relativen Anteile von Variationen in ϱ_t und $E_t(\Delta_n r_{t+n})$ an der Variation der Zinsspanne. Vorerst ist aber noch eine weitere Zerlegung von b_n bzw. g_n zweckmässig:

$$b_n = \frac{0.5 \text{Var}[E_t(\Delta_n r_{t+n})]}{\text{Var}[_n S_t]} + \frac{\text{Cov}[E_t(\Delta_n r_{t+n}), \varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]} \quad (8)$$

$$g_n = \frac{\text{Var}[\varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]} + \frac{0.5 \text{Cov}[E_t(\Delta_n r_{t+n}), \varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]} \quad (9)$$

Subtrahiert man das Doppelte des Ausdrucks (9) von (8), so fallen die Kovarianzterme weg und es ergibt sich:

$$b_n - 2g_n = \frac{0.5 \text{Var}[E_t(\Delta_n r_{t+n})] - 2 \text{Var}[\varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]} \quad (10)$$

Unter Ausnützung der Identität (7) gelangt man schliesslich zu folgender Beziehung, die für die nachstehende Interpretation des Koeffizienten b_n eine zentrale Bedeutung hat:

$$b_n - 1 = \frac{0.25 \text{Var}[E_t(\Delta_n r_{t+n})] - \text{Var}[\varrho_t]}{\text{Var}[_n S_t]} \quad (11)$$

Gleichung (11) ist in Beziehung zu setzen zu folgender Zerlegung der Varianz der Zinsspanne:

$$\text{Var}[_n S_t] = 0.25 \text{Var}[E_t(\Delta_n r_{t+n})] + \text{Var}[\varrho_t] + \text{Cov}[E_t(\Delta_n r_{t+n}), \varrho_t] \quad (12)$$

Übersteigt beispielsweise der erste Summand in (12) die Varianz der Risikoprämie, so ist $b_n > 1$. Empirische Schätzungen des Koeffizienten b_n erlauben somit abzuklären, welche der in Gleichung (12) festgehaltenen Varianz-Komponenten die Varianz der Zinsspanne dominiert. Gilt die Erwartungstheorie in ihrer reinen Form (vgl. Gleichung (3)), d. h. die Risikoprämie ist Null oder eine andere Konstante, so ist die Varianz der Zinsspanne ein Viertel der Varianz der erwarteten Änderung des kurzfristigen Zinssatzes. Der Koeffizient b_n nimmt in diesem Fall den Wert 2 an.

3. Empirisches Vorgehen

In der empirischen Analyse werden Zinssatz-Daten der Zeitperiode Januar 1975 bis August 1984 verwendet. Bei den Zinsen handelt es sich um monatlich erhobene Eurozinssätze mit Laufzeiten von 1, 2, 3, 6 und 12 Monaten. Betrachtet wird dieses kurzfristige Segment der Zinsstruktur für die sechs Währungen Schweizer Franken,

US-Dollar, Pfund Sterling, Deutsche Mark, französische Franc und holländischer Gulden. Erhebungszeitpunkt der Daten ist jeweils der erste Arbeitstag eines Monats⁴. Sämtliche Zinsdaten werden mit dem Faktor 0.01 multipliziert, d. h. die Zinsen und die entsprechenden Teststatistiken sind angegeben in Dezimalpunkten pro Jahr.

Bei der Schätzung des uns interessierenden Koeffizienten b_n stellt sich das Problem, eine beobachtbare Grösse für die nicht-beobachtbaren Erwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der Änderung des kurzfristigen Zinssatzes zu finden. Dieses Problem wird gelöst, indem auf die schon in Gleichung (2) getroffene Annahme rationaler Erwartungen zurückgegriffen wird. Die beobachtbare Änderung des kurzfristigen Zinssatzes kann dann als Summe der erwarteten Änderung und eines Prognosefehlers u_{t+n} dargestellt werden:

$$\Delta_n r_{t+n} = E_t(\Delta_n r_{t+n}) + u_{t+n} \quad (14)$$

Die Grösse u_{t+n} besitzt unter den obigen Annahmen Orthogonalitätseigenschaften von statistisch optimalen Prognosen, d. h. u_{t+n} ist im Mittel Null und unkorreliert mit allen zum Zeitpunkt t bekannten Grössen. Falls es sich bei $\Delta_n r_{t+n}$ und ${}_n S_t$ um Realisierungen eines kovarianz-stationären Prozesses handelt, kann folgende Kleinst-Quadrat-Regression der beobachtbaren Zinsänderung auf die Zinsspanne formuliert werden:

$$\Delta_n r_{t+n} = \alpha_n + \beta_n \cdot {}_n S_t + u_{t+n} \quad (15)$$

Der Regressionskoeffizient β_n ist gegeben durch:

$$\begin{aligned} \beta_n &= \frac{\text{Cov}[\Delta_n r_{t+n}, {}_n S_t]}{\text{Var}[{}_n S_t]} \\ &= \frac{\text{Cov}[E_t(\Delta_n r_{t+n}), {}_n S_t]}{\text{Var}[{}_n S_t]} + \frac{\text{Cov}[u_{t+n}, {}_n S_t]}{\text{Var}[{}_n S_t]} \end{aligned} \quad (16)$$

Unter den oben gemachten Voraussetzungen über den Prognosefehler u_{t+n} ist der zweite Term ganz rechts in (16) gleich Null. Der Regressionskoeffizient β_n ist somit identisch mit dem uns interessierenden Parameter b_n und kann konsistent mittels einer Einfachregression von $\Delta_n r_{t+n}$ auf ${}_n S_t$ geschätzt werden.

Wie oben bereits ausgeführt, handelt es sich bei der Grösse u_{t+n} um einen im statistischen Sinne optimalen Prognosefehler über einen Zeithorizont von n Perioden. Die Autokorrelation von u_{t+n} sollte deshalb die Ordnung $n - 1$ nicht übersteigen:

$$E[u_{t+n} u_{t+j+n}] = 0 \quad \text{für } j > n - 1 \quad (17)$$

⁴ Datenquelle: Neue Zürcher Zeitung (Euro-Zinssätze), ODAS-Datenbank des Instituts für empirische Wirtschaftsforschung.

Falls die Laufzeit der Zinssätze n grösser ist als ein Monat, muss mit seriekorrelierten Prognosefehlern gerechnet werden, deren Korrelation bei rationalen Erwartungen der Marktteilnehmer allerdings spätestens nach $n - 1$ Perioden abbrechen sollte. Die Seriekorrelation von u_{t+n} schafft Probleme bei der Schätzung der Standardfehler für α_n und β_n , da die geschätzten Standardfehler der Regressionskoeffizienten stochastisch unabhängige Störprozesse voraussetzen. Ein weiteres Problem im Zusammenhang mit der Schätzung der Kovarianz-Matrix der Regressionskoeffizienten ist die Tatsache, dass die bedingte Varianz des Prognosefehlers u_{t+n} im Zeitablauf Änderungen unterworfen ist. Dies lässt sich ökonomisch mit dem Argument begründen, dass die Unsicherheit der Marktteilnehmer bezüglich der erwarteten Änderung kurzfristiger Zinsen je nach der jeweils von der Zentralbank verfolgten Geldpolitik unterschiedlich gross ist, was sich in einer zeitlich variierenden bedingten Varianz des Prognosefehlers niederschlägt. Diese heteroskedastische Eigenschaft der Störprozesse u_{t+n} sollte ebenso wie deren Seriekorrelation bei der Schätzung der Kovarianz-Matrix der Regressionskoeffizienten berücksichtigt werden⁵. In dieser Arbeit wird deshalb für die Schätzung der Standardfehler der Regressionskoeffizienten folgendes Vorgehen gewählt: Die aus der OLS-Schätzung von Gleichung (15) berechneten Residuen werden auf Autokorrelation untersucht. Die Anzahl Perioden bis zum

⁵ Newey/West (1987) schlagen beim Vorliegen von heteroskedastischen und stochastisch abhängigen Störprozessen, die eine wie oben beschriebene Autokorrelationsstruktur aufweisen, folgende konsistente und positiv-semidefinite Kovarianz-Matrix $\hat{\Theta}$ für die geschätzten Regressionskoeffizienten vor:

$$\hat{\Theta} = (X^T X)^{-1} \hat{S}_T (X^T X)^{-1}$$

wobei $\hat{S}_T$ gegeben ist durch eine gewichtete Summe der ersten $n - 1$ Autokovarianzen $\hat{\Omega}_j$:

$$\hat{S}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^{n-1} [\hat{\Omega}_j^T + \hat{\Omega}_j^T] \omega(j, n); \quad \omega(j, n) = \left(1 - \frac{j}{n}\right)$$

Die Gewichtungsfaktoren $\omega(j, n)$, die mit zunehmendem j die Autokovarianzen $\hat{\Omega}_j$ geringer gewichten, gewährleisten, dass die Kovarianz-Matrix $\hat{S}_T$ positiv semidefinit ist. Die Autokovarianzen $\hat{\Omega}_j$ sind folgendermassen definiert:

$$\begin{aligned} \hat{\Omega}_0 &= \sum_{t=1}^{t=T} X_t^T \hat{u}_t^2 X_t \\ \hat{\Omega}_j &= T^{-1} \sum_{t=j+1}^{t=T} X_t^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-j} X_{t-j}; \quad j = 1, \dots, n-1 \end{aligned}$$

Die Matrix der erklärenden Variablen ist X und X_t ist der t -te Zeilenvektor dieser Matrix. Die geschätzten OLS-Residuen entsprechen $\hat{u}_t$ und T bezeichnet den Stichprobenumfang. Die Anzahl Perioden beim Abbruch der Autokorrelationsfunktion der geschätzten Regressionsresiduen ist n .

Abbruch der Autokorrelationsfunktion geht dann ein in die von *Newey/West* (1987) vorgeschlagene Schätzfunktion für die Kovarianzmatrix der Regressionskoeffizienten.

Wie weiter oben bereits erwähnt wurde, sind die unterstellten Stationaritätseigenschaften von $\Delta_n r_{t+n}$ und ${}_n S_t$ eine wichtige Voraussetzung für die konsistente Schätzung der Koeffizienten in (15). Diese Annahme bezüglich der stochastischen Eigenschaften der Zinssätze kann relativ einfach mittels eines sogenannten Einheitswurzel-Tests überprüft werden. In dieser Arbeit kommt ein von *Fuller* (1976) vorgeschlagenes Testverfahren zur Anwendung, das als Nullhypothese die Nichtstationarität der untersuchten Zeitreihen unterstellt. Eine ausserhalb der kritischen Werte liegende Teststatistik bedeutet ein Verwerfen der Nichtstationaritäts-Hypothese der betreffenden Zeitreihe.

4. Interpretation der Ergebnisse

Tabelle 1:

Test auf Stationarität der Einmonats- (${}_1 r_t$), Zweimonats-Zinssätze (${}_2 r_t$) und der Zinsspanne S_t . Angegeben ist die Dickey-Fuller t -Statistik für die Einheitswurzel-Hypothese $\gamma = 0$. Die Stichprobe umfasst 116 Beobachtungen von Januar 1975 bis August 1984.

$$\Delta X_t = \gamma \cdot X_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

	X_t :	${}_1 r_t$	$\Delta {}_1 r_t$	${}_2 r_t$	$\Delta {}_2 r_t$	${}_1 S_t$
Schweiz		-1.78	-9.91**	-1.55	-4.94**	-7.05**
Deutschland		-1.20	-8.44**	-1.29	-4.87**	-6.53**
USA		-2.03	-8.15**	-1.75	-5.46**	-7.46**
England		-2.17	-7.51**	-2.39	-4.64**	-5.69**
Frankreich		-3.04*	-9.65**	-2.65	-6.95**	-6.41**
Holland		-3.08*	-8.48**	-3.14*	-6.90**	-7.07**

* bzw. ** bezeichnet Signifikanz auf dem 5 % bzw. 1 %- Niveau. Die kritischen Werte stammen aus Tabelle 8.5.2 in *Fuller* (1976).

In *Tabelle 1* sind die Einheitswurzel-Tests der Eurozinsen von sechs Währungen dargestellt. Der Test ist durchgeführt worden mit Ein- und Zweimonats-Zinssätzen

und den ersten Differenzen dieser Grössen sowie mit den entsprechenden Zinsspannen. Die Ergebnisse sind insofern bemerkenswert, als sie für alle Währungen ein mehr oder weniger einheitliches Bild ergeben. Sowohl bei den einmonatigen wie auch bei den zweimonatigen Eurozinsen aller Währungen mit Ausnahme des französischen Franc und des holländischen Gulden kann die Einheitswurzel- oder Nichtstationaritäts-Hypothese nicht verworfen werden, wohl aber bei den ersten Differenzen diese Grössen. Bei den Zinsspannen kommt es zu einer klaren Verwerfung der Nichtstationaritäts-Hypothese auf dem 99prozentigen Signifikanzniveau bei allen Währungen. Die Ergebnisse in Tabelle 1 rechtfertigen somit die für die Schätzung von Gleichung (15) notwendigen Stationaritätsannahmen bezüglich der Zinsspannen und der Veränderungen der kurzfristigen Zinssätze.

Tabelle 2 enthält die Regressionsresultate der in Gleichung (15) wiedergegebenen Beziehung zwischen den Änderungen der kurzfristigen Zinssätze und den entsprechenden Zinsspannen. Analysiert werden auf diese Weise die in den ein-, drei- und sechsmonatigen Zinsspannen enthaltenen Informationen über die erwarteten Änderungen der Ein-, Zwei- und Sechsmonats-Zinssätze. Die Tabelle zeigt die wichtigsten Ergebnisse der insgesamt 18 mit OLS geschätzten Regressionen. Bei sämtlichen Regressionen werden die Koeffizienten zuerst für zwei gleich lange Subperioden getrennt geschätzt und mittels eines Wald-Tests wird untersucht, ob die Hypothese der Konstanz der geschätzten Regressionskoeffizienten in beiden Subperioden verworfen werden kann. Dieser Test ist insofern von Bedeutung, als damit die empirische Relevanz des von *Mankiw/Miron* (1986) vorgebrachten Arguments anhand von Zinsdaten verschiedener Länder überprüft werden kann. Die erste Subperiode umfasst Beobachtungen bis zum Oktober 1979 und berücksichtigt damit die Neuausrichtung der Geldpolitik der amerikanischen Zentralbank, welche die bisherige Politik der Stabilisierung kurzfristiger Zinssätze zugunsten einer mehr geldmengenorientierten Politik aufgegeben hat. Aus den in Tabelle 2 festgehaltenen Ergebnissen lassen sich folgend drei Schlussfolgerungen ziehen:

1. Die Zinsspannen enthalten im allgemeinen eine gute Prognose zukünftiger Änderungen der entsprechenden kurzfristigen Zinssätze. Mit Ausnahme der drei- bzw. sechsmonatigen Zinsspanne beim Schweizer Franken, der sechsmonatigen Zinsspanne bei der Deutschen Mark und der dreimonatigen Zinsspanne beim US Dollar sind sämtliche geschätzten b_n -Koeffizienten um mindestens zwei Standardfehler von Null verschieden. Diese Resultate scheinen zumindest die qualitative Implikation der Erwartungstheorie gut zu stützen, gemäss der eine ansteigende (fallende) Zinskurve in der Regel ein Ansteigen (Fallen) der entsprechenden kurzfristigen Zinsen signalisiert.
2. Die quantitative Bedeutung der in den Zinsspannen enthaltenen Risikoprämien ist von Währung zu Währung verschieden. Während bei englischen, französischen und holländischen Zinssätzen die geschätzten b_n -Koeffizienten allesamt über den Wert von Eins liegen und die Varianz der Zinsspannen damit durch die Varianz

Tabelle 2:

Der Beitrag der erwarteten Zinsänderung und der Risikoprämie zur Varianz der Zinsspanne. Der Schätzzeitraum umfasst die Periode von Januar 1975 bis August 1984.

$$\Delta_n r_{t+n} = \alpha_n + \beta_n \cdot {}_n S_t + u_{t+n}$$

	$T^{1)}$	$n^{2)}$	$\tilde{\alpha}_n$	β_n	$S(\tilde{\alpha}_n)^3)$	$S(\beta_n)^3)$	$ACF^{4)}$	Wald-Test ⁵⁾
Schweiz	115	1	-0.0025	0.85	0.0010	0.23	0	$\chi^2 = 1.06$
	113	3	-0.0016	0.29	0.0023	0.39	2	$\chi^2 = 3.30$
	110	6	-0.0018	0.50	0.0024	0.50	5	$\chi^2 = 7.82^*$
BRD	115	1	-0.0013	1.30	0.0008	0.35	0	$\chi^2 = 0.06$
	113	3	-0.0011	0.72	0.0011	0.25	6	$\chi^2 = 1.64$
	110	6	-0.0004	0.26	0.0019	0.33	5	$\chi^2 = 2.92$
USA	115	1	-0.0014	1.00	0.0013	0.45	0	$\chi^2 = 0.36$
	113	3	-0.0002	0.48	0.0032	0.62	6	$\chi^2 = 2.79$
	110	6	0.0019	1.18	0.0025	0.48	3	$\chi^2 = 3.52$
England	115	1	-0.0013	2.35	0.0013	0.39	0	$\chi^2 = 2.93$
	113	3	-0.0015	1.86	0.0019	0.42	2	$\chi^2 = 2.28$
	110	6	0.0022	2.57	0.0025	0.49	5	$\chi^2 = 25.15^{**}$
Frankreich	115	1	-0.0063	2.48	0.0040	0.82	0	$\chi^2 = 0.64$
	113	3	-0.0043	1.80	0.0040	0.55	2	$\chi^2 = 0.34$
	110	6	0.0013	1.70	0.0029	0.24	3	$\chi^2 = 4.39$
Holland	115	1	-0.0007	1.68	0.0016	0.34	0	$\chi^2 = 1.31$
	113	3	-0.0030	1.77	0.0020	0.33	2	$\chi^2 = 4.46$
	110	6	-0.0046	2.19	0.0021	0.51	4	$\chi^2 = 3.90$

¹ Stichprobenumfang.

² Fristigkeit der Zinsspanne.

³ Geschätzter Standardfehler (Newey-West) für OLS- Regressionskoeffizienten.

⁴ Anzahl Perioden bis zum Abbruch der Autokorrelation der Regressionsresiduen.

⁵ Wald-Test auf Stabilität der Regressionskoeffizienten in zwei gleich langen Subperioden. Unter der Null-Hypothese der Konstanz der Koeffizienten ist die Teststatistik χ^2 -verteilt mit 2 Freiheitsgraden.

* bzw. ** bezeichnet Signifikanz auf dem 2,5 % bzw. 1 %- Niveau.

der erwarteten kurzfristigen Zinsänderungen dominiert werden, ist bei schweizerischen, amerikanischen und deutschen Zinssätzen genau das Gegenteil der Fall. Die grosse Bedeutung zeitlich variierender Risiko- bzw. Liquiditätsprämien im Falle kurzfristiger amerikanischer Zinsen ist im wesentlichen eine Bestätigung der Resultate anderer Autoren (*Fama, 1984; Mankiw/Summers, 1984*).

3. Signifikante Änderungen der geschätzten Regressionskoeffizienten sind in den beiden betrachteten Subperioden mit Ausnahme zweier Fälle, die ökonomisch schwer zu interpretieren sind, nicht festzustellen. Die Resultate dieses Tests scheinen darauf hinzudeuten, dass für das von Mankiw und Miron angeführte Argument, wonach der Informationsgehalt der Zinsstruktur von der jeweils verfolgten Geldpolitik abhängig ist, zumindest für die hier untersuchten Währungen keine empirische Evidenz vorhanden ist.

Literatur

- Fama, E.F.* (1976): Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates. *The Journal of Financial Economics* 3, 361–377.
- Fama, E.F.* (1984): The Information in the Term Structure. *The Journal of Financial Economics* 13, 509–528.
- Fuller, W.A.* (1976): Introduction to Statistical Time Series. New York.
- Kugler, P.* (1987): Die geldpolitische Zielsetzung und die Erwartungstheorie der Zinsstruktur: Empirische Implikationen. *Aussenwirtschaft* 42, 335–346.
- Kugler, P.* (1988): An Empirical Note on the Term Structure of Interest Rates and Stabilization Policies. *The Quarterly Journal of Economics* 103, 789–792.
- Mankiw, N.G./Miron, J.A.* (1986): The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates. *The Quarterly Journal of Economics* 51, 211–228.
- Mankiw, N.G./Summers, L.H.* (1984): Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates? *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 223–242.
- Newey, N./West, K.* (1987): A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55, 703–708.
- Schelbert, H./Granzol, M.* (1985): Wechselkurse und Zinssätze: einige theoretische und empirische Aspekte. In: *Hesse, H./Streissler, E./Tichy, G.* (Hrsg.), *Aussenwirtschaft bei Ungewissheit*, 178–207.
- Shiller, R.J./Campbell, J.Y./Schoenholz, K.L.* (1983): Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates. *Brookings Papers on Economic Activity*, 173–217.

Zusammenfassung

Die Zinsstruktur am Euromarkt: eine empirische Studie

In dieser Studie wird die Erwartungstheorie der Zinsstruktur anhand kurzfristiger Eurozinssätze mit Laufzeiten bis zu zwölf Monaten überprüft. Die Implikation der Erwartungstheorie, wonach eine steigende (fallende) Zinskurve zu steigenden (fallenden) kurzfristigen Zinsen führt, kann für alle untersuchten Währungen bestätigt werden. Unterschiedliche quantitative Bedeutung kommt jedoch den in den Zinsspannen enthaltenen Risikoprämien zu. Während bei englischen, französischen und holländischen Zinsen die Varianz der erwarteten kurzfristigen Zinsänderungen die Varianz der Zinsspannen dominiert, ist bei schweizerischen, deutschen und US-Zinsen das Gegenteil der Fall.

Résumé

La structure actuelle des taux d'intérêt: une recherche empirique

L'objet de cet article est l'analyse empirique de la structure actuelle des taux d'intérêt à courts et à moyens termes utilisant des données de l'eumarché. Les conclusions principales sont les suivantes: les différences entre les taux d'intérêt à courts et à moyens termes fournissent l'information typique concernant les changements futurs des taux d'intérêt à courts termes. Cependant, l'importance des primes de risque diffère entre les devises analysées. Surtout les taux d'intérêt des eurofrancs et des eurodollars contiennent des primes de risque qui expliquent la plupart de la variabilité des taux d'intérêt à courts termes.

Summary

The Term Structure of Euro interest rates: an empirical investigation

In this study the expectations theory of the term structure is tested with short-term Euro interest rates for various maturities up to twelve months. According to the expectations theory it is found that the spread between long and short rates has substantial predictive power for almost all maturities and currencies that were investigated. However, the risk premiums contained in the spreads are of different quantitative importance across currencies. While in the cases of British, French and Dutch interest rates risk premiums are quasi non-existent, the opposite is true for US, German and Swiss interest rates.