

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?**

Von Markus Granzioi*

Eine hinreichende Bedingung für die Effizienz der Devisen-Terminmärkte ist, daß die Terminkurse optimale Prognosen der zukünftigen Kassakurse sind. Bei Existenz von Transaktionskosten folgt aus systematischen Abweichungen der Terminkurse von den später realisierten Kassakursen aber nicht zwingend, daß die betrachteten Märkte ineffizient sind.

In diesem Papier wird die Hypothese vertreten, daß systematische Abweichungen der Terminkurse von den später realisierten Kassakursen in erster Linie durch die Existenz von Transaktionskosten erklärt werden können. Die Transaktionskosten auf den Devisenmärkten — gemessen an der Spanne zwischen Geld- und Briefkurs — sind im Zeitablauf nicht konstant. Es wird eine Methode zur Überprüfung der Effizienzhypothese unter Berücksichtigung solcher Transaktionskosten vorgeschlagen und zur Analyse von monatlichen Daten des Sfr./DM- und Sfr./\$-Marktes der Zeitperiode 1975 - 1980 verwendet.

1. Einleitung

Eine hinreichende aber nicht notwendige Bedingung für effiziente Devisenmärkte ist, daß die Terminkurse optimale Prognosen zukünftiger Kassakurse sind. Abweichungen vom Modell des „vollständigen“ Marktes, man denke an Informations- und Transaktionskosten oder an gesetzliche Beschränkungen des Terminhandels usw., können jedoch dazu führen, daß die in der Realität beobachtbaren Terminkurse nicht die Eigenschaften optimaler Prognosen aufweisen, obwohl die Marktteilnehmer ihre Erwartungen „rational“ bilden und Markteffizienz vorliegt. Die empirische Analyse der Prognosequalität von Terminkursen allein vermag daher keine schlüssige Information über die „Effizienz“

* Für Kommentare zu einer früheren Version dieses Papers möchte ich an dieser Stelle Frau Prof. Dr. H. Schelbert, einem Referenten des Vereins für Socialpolitik und meinen Kollegen vom Institut für Empirische Wirtschaftsforschung der Universität Zürich danken.

oder „Rationalität“ der Terminmärkte zu liefern und kann deshalb nicht als Grundlage wirtschaftspolitischer Entscheidungen dienen. Relevant ist vielmehr die Frage, ob systematische Abweichungen der Terminkurse von den im Zeitpunkt der Lieferung der Devisen beobachteten Kassakursen systematisch unausgenützte Profitchancen, d. h. Gewinne nach Abzug aller Kosten, implizieren und damit — per definitionem — Marktineffizienz vorliegt.

Diese letzte Frage muß, wie in diesem Aufsatz gezeigt wird, für den Schweizerfranken/U. S.-Dollar- und Schweizerfranken/Deutsche Mark-Einmonatsterminmarkt verneint werden. Trotz systematischer, empirisch nachweisbarer Abweichungen der Terminkurse von den später realisierten Kassakursen kann die Effizienzhypothese und die Hypothese rationaler Erwartungen nicht verworfen werden.

Der vorliegende Aufsatz ist in vier Abschnitte gegliedert: Die Einleitung (Abschnitt 1), ein theoretischer Teil (Abschnitt 2), ein empirischer Teil (Abschnitt 3) und eine kurze Zusammenfassung.

2. Devisenterminkurse, optimale Prognosen und potentielle Gewinnchancen

2.1. Markteffizienz und rationale Erwartungen

Die Markteffizienz-Hypothese und die Hypothese rationaler Erwartungen beziehen sich auf Situationen der Ungewißheit, in der sich aber wahrscheinlichkeitstheoretische Aussagen machen lassen. In der Terminologie von *Knight* (1921) handelt es sich um Situationen des Risikos und nicht Unsicherheit. Das beschränkte Wissen der Marktteilnehmer wird formal durch die explizite Aufführung des Informationsstandes Θ erfaßt.

Ein Markt wird bezüglich einer Informationsmenge Θ als effizient bezeichnet, wenn mit Hilfe von Θ auf diesem Markt keine Profite systematisch erzielt werden können. Mit Profit ist ein Nettoertrag gemeint, d. h. ein Gewinn nach Abzug aller relevanten Kosten¹. Andererseits werden subjektive Vorstellungen und Erwartungen über den Wert einer ökonomischen Variablen x als rational bezüglich Θ bezeichnet, wenn sie mit dem bedingten mathematischen Erwartungswert $E(x/\Theta)$ übereinstimmen².

¹ Vgl. dazu die Definition eines effizienten Marktes bei *M. C. Jensen* (1978), 96.

² Von einigen Autoren wird die Effizienzhypothese mit der Hypothese rationaler Erwartungen gleichgesetzt. Der Begriff Effizienz bezieht sich bei diesen Autoren auf die Verarbeitung der Informationsmenge Θ (vgl. z. B. die Definition eines effizienten Marktes bei *Fama* (1976), 138).

Die Markteffizienz-Hypothese und die Hypothese rationaler Erwartungen sind bezüglich eines bestimmten, vorgegebenen Informationsstandes definiert. Sinnvollerweise wird dieser Informationsstand nicht losgelöst von der relevanten Umwelt festgelegt.

2.2. Der Terminkurs als optimale Prognose des zukünftigen Kassakurses

2.2.1. Definition einer optimalen Prognose

Die Zufallsvariable x und die Menge der Zufallsvariablen $\Theta = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ seien gegeben. Es wird angenommen, daß die ersten und zweiten Momente dieser Variablen endlich sind. Eine Prognose von x auf der Basis von Θ , kurz $g(\Theta)$ geschrieben, wird als optimal bezeichnet, wenn durch die Wahl der Funktion $g(\Theta)$ der erwartete quadratische Prognosefehler $(E(x - g(\Theta)))^2$ minimiert wird. Der bedingte mathematische Erwartungswert $(E(x | \Theta))$ genügt dieser Bedingung. $E(x | \Theta)$ wird daher als (bezüglich der Informationsmenge Θ) optimale Prognose bezeichnet³. Rationale Erwartungen sind folglich optimale Prognosen.

2.2.2. Ein einfaches Devisenmarkt-Modell

Unter den folgenden Voraussetzungen ist der Terminkurs bezüglich (einer nicht trivialen) Informationsmenge Θ eine optimale Prognose für den zukünftigen Kassakurs:

1. *Auktionsmarkt-Hypothese*: Der Devisenkassa- und der Deviseterminmarkt sind perfekte Auktionsmärkte. Gehandelt wird nur im Gleichgewicht, das auf beiden Märkten in jedem Zeitpunkt t vorliegt. Informations- und Transaktionskosten existieren nicht. 2. *Rationale Erwartungen*: Der Informationsstand der Marktteilnehmer Θ umfaßt mindestens den laufenden Termin- und Kassakurs⁴ und alle früher realisierten Kurse. Θ ist bezüglich der Zeit eine nie abnehmende Informationsmenge. Die Erwartungen der Marktteilnehmer sind bezüglich Θ optimale Prognosen. 3. *Risikoneutralität*: Die untereinander im Wettbewerb stehenden Devisenmarktteilnehmer sind risikoneutral oder können durch Diversifikation das Wechselkurs-Risiko eliminieren. Sie verhalten sich so, als ob der von ihnen erwartete zukünftige Kassakurs mit Sicherheit realisiert wird.

³ Vgl. dazu *Thomas Sargent* (1979), 203 ff.

⁴ Da der laufende Kassakurs und der laufende Terminkurs in Θ enthalten ist, muß im Rahmen dieses Modelles die Erwartungsbildung simultan mit der Bestimmung des Gleichgewichtspreises auf dem Kassa- und Terminmarkt erfolgen.

Unter diesen Voraussetzungen entspricht in jedem Zeitpunkt (über den t definiert ist) der Terminkurs dem erwarteten zukünftigen Kassakurs:

- (1) $f_{t-s}^t = E(p_t | \Theta_{t-s}) ; s, t \in T, s \geq 0,$
 f_{t-s}^t = Terminkurs; Anzahl inländischer Währungseinheiten pro ausländische Währungseinheit, die gemäß eines im Zeitpunkt $t - s$ unterzeichneten Terminkontraktes im Zeitpunkt der Lieferung der Währung (t) bezahlt werden müssen.
 p_t = Kassakurs; Anzahl inländische Währungseinheiten pro ausländische Währungseinheit
 Θ_{t-s} = Informationsmenge, die im Zeitpunkt $t - s$ allen Marktteilnehmern zugänglich ist. Es gilt $\dots \Theta_{t-2} \subseteq \Theta_{t-1} \subseteq \Theta_t$ und $f_{t-u}^t \in \Theta_{t-s}$ für alle $u \geq s$
 T = Menge der ganzen Zahlen

Die Gleichgewichtsbedingung (1) kann auch unter etwas weniger restriktiven Voraussetzungen hergeleitet werden. So ist (1) auch dann erfüllt, wenn lediglich ein Teil der Marktteilnehmer — beispielsweise die Spekulanten — sich gemäß der Risikoneutralitäts-Hypothese und der Hypothese rationaler Erwartungen verhält. Allerdings muß angenommen werden, daß die übrigen Marktteilnehmer sich nicht risikoneutral verhalten, so daß die Kursbildung auf dem Terminmarkt letztlich durch die sich konkurrierenden Spekulanten bestimmt wird.

2.2.3. Das Siegel-Paradox

Gilt die Beziehung (1), d. h. f_{t-s}^t ist eine optimale Prognose für p_t , so kann bei flexiblen Wechselkursen (d. h. $\text{Var}(p_t | \Theta_{t-s}) > 0$) nicht gleichzeitig der in fremden Währungseinheiten pro inländische Währungseinheit definierte Terminkurs f_{t-s}^{t*} ($\equiv 1/f_{t-s}^t$) eine optimale Prognose für p_t^* ($\equiv 1/p_t$) sein⁵. Man bezeichnet diesen Sachverhalt gelegentlich als

⁵ Definitionsgemäß gilt: $f_{t-s}^{t*} \equiv 1/f_{t-s}^t, p_t^* = 1/p_t$.

Die Bedingung

$$(1) \quad E(p_t^* - f_{t-s}^{t*} | \Theta_{t-s}) = 0$$

ist nur dann gleichzeitig mit der Bedingung

$$(2) \quad E(p_t - f_{t-s}^t | \Theta_{t-s}) = 0$$

erfüllt, wenn die Varianz

$$(3) \quad \text{Var}(p_t | \Theta_{t-s}) \equiv E(p_t - E(p_t | \Theta_{t-s}))^2$$

Null ist.

Siegel-Paradox. Das Paradox kommt formal durch die Konvexität der Umkehrfunktion und die Jensensche Ungleichung zustande. Im Rahmen eines Zwei-Ländermodelles kann das Siegel-Paradox einfach interpretiert werden. Unterstellt man nämlich, der Terminmarkt sei im Gleichgewicht, wenn die erwartete *reale Kaufkraft* der durch Kauf oder Verkauf am Terminmarkt kombiniert mit einem späteren Gegengeschäft auf dem Kassamarkt zu erzielende Rendite Null ist, kann in der Regel weder f_{t-s}^t noch f_{t-s}^{t*} eine optimale Prognose für p_t resp. p_t^* sein. Nur wenn entweder die inländische oder alternativ die ausländische Inflationsrate konstant ist, läßt sich (1) oder eine analoge Beziehung für f_{t-s}^{t*} herleiten⁶.

Setzt man die Definition für f_{t-s}^{t*} und p_t^* in (1) ein, zeigt sich, daß (1) und (2) gleichzeitig erfüllt sein können, wenn

$$(4) \quad (E(p_t | \Theta_{t-s}))^{-1} = E(1/p_t | \Theta_{t-s})$$

gilt. Für eine Zufallsvariable x mit positiver Varianz gilt gemäß der Jensenschen Ungleichung $1/E(x) \neq E(1/x)$. Bei flexiblen Wechselkursen ist (3) nicht Null, so daß gemäß Jensenscher Ungleichung (1) und (2) nicht gleichzeitig erfüllt sein können (vgl. J. J. Siegel (1972)).

⁶ Existiert in zwei Ländern lediglich ein reales, handelbares Gut, so entspricht der Kassakurs immer dem Kaufkraftverhältnis:

- (1) $p_t = q_t/q_t^*$
 q_t = inländischer Preis im Zeitpunkt t
 q_t^* = ausländischer Preis im Zeitpunkt t
 p_t = Wechselkurs (Kassakurs), definiert als Anzahl inländische Währungseinheiten pro ausländische Währungseinheit

Im Zeitpunkt $t - s, s > 0$, sind p_t, q_t und q_t^* unbekannt und müssen auf der Basis der Informationsmenge Θ_{t-s}^t abgeschätzt werden. Orientieren sich die Marktteilnehmer des Devisenterminmarktes an der erwarteten realen Rendite und sind sie risikoneutral, so ist der Terminmarkt im Zeitpunkt $t - s$ im Gleichgewicht, wenn die erwartete reale Rendite eines Spekulationsgeschäftes auf Termin Null ist. Werden rationale Erwartungen der Marktteilnehmer vorausgesetzt, gilt deshalb im Gleichgewicht

$$(2) \quad E\left(\frac{p_t - f_{t-s}^t}{q_t} \mid \Theta_{t-s}\right) = 0 .$$

f_{t-s}^t = Terminkurs im Zeitpunkt $t - s$, Zeitpunkt der Lieferung t , analog zu p_t definiert.

Setzt man (1) in (2) ein und berücksichtigt man, daß der Terminkurs f_{t-1}^t im Zeitpunkt $t - s$ keine Zufallsvariable mehr ist, kann (2) zu

$$(3) \quad f_{t-s}^t = \frac{E[(q_t^*)^{-1} \mid \Theta_{t-s}]}{E[(q_t)^{-1} \mid \Theta_{t-s}]}$$

Befindet sich weder das Inland noch das Ausland in einer Hyperinflation, ist das Siegel-Paradox eine formale Unbequemlichkeit aber kein Problem von empirischer Relevanz⁷. Aus statistischen Gründen ist es jedoch zweckmäßig, (1) durch eine in Logarithmen formulierte Gleichgewichtsbedingung zu ersetzen⁸.

umformuliert werden. Bei Konstanz des inländischen Preises q_t , $q_t = \bar{q}$, vereinfacht sich (3) zu

$$(4) \quad f_{t-s}^t = E \left(\frac{\bar{q}}{p_t^*} \mid \Theta_{t-s} \right) \equiv E(p_t \mid \Theta_{t-s}),$$

Ist also q_t eine Konstante, so ist gemäß (4) f_{t-s}^t eine optimale Prognose für p_t , jedoch kann dann der in Anzahl ausländischen Währungseinheiten pro inländische Währungseinheit definierte Terminkurs f_{t-s}^{*t} ($\equiv 1/f_{t-s}^t$) keine optimale Prognose für p_t^* ($\equiv 1/p_t$) sein (Siegel-Paradox). Ist jedoch q_t variabel und q_t^* eine Konstante, $q_t^* = \bar{q}^*$, folgt aus (3)

$$(5) \quad f_{t-s}^{*t} = E(p_t^* \mid \Theta_{t-s})$$

Gemäß Siegel-Paradox kann nun f_{t-s}^t keine optimale Prognose für p_t sein. Solange q_t und q_t^* als Zufallsvariablen mit positiver Varianz betrachtet werden, kann (3) nicht vereinfacht werden. Die bedingte Varianz von q_t resp. q_t^* , $\text{Var}(q_t \mid \Theta_{t-s})$ resp. $\text{Var}(q_t^* \mid \Theta_{t-s})$, verschwindet jedoch, wenn die inländische Preisänderungsrate $\dot{q}_t, \dot{q}_t \equiv \ln q_t - \ln q_{t-1}$, resp. die ausländische Preisänderungsrate $\dot{q}_t^*, \dot{q}_t^* \equiv \ln q_t^* - \ln q_{t-1}^*$, im Zeitablauf konstant ist.

⁷ Die empirische Relevanz des Siegel-Paradox wird u. a. von McCulloch (1975) bestritten.

⁸ In empirischen Untersuchungen über die Prognosequalität von Terminkursen unterstellt man meistens, daß die Varianz der relativen Abweichung des Terminkurses vom später realisierten Kassakurs stationär ist. Mit Hilfe dieser Stationaritätsvoraussetzung können dann eine Reihe empirischer Tests durchgeführt werden. Ausgehend von der Bedingung (1) wird man die relative Abweichung des Terminkurses vom später realisierten Kassakurs (für $s = 1$) entweder als

$$(1) \quad r_t^* \equiv (p_t - f_{t-1}^t) / f_{t-1}^t$$

oder als

$$(2) \quad r_t'' \equiv (p_t - f_{t-1}^t) / p_t$$

definieren. Ausgehend von der Bedingung (2) wird man die relative Abweichung als

$$(3) \quad r_t \equiv \ln p_t - \ln f_{t-1}^t$$

definieren. Da für prozentuale Änderungsraten wie (1) und (2) die Beschränkung $r_t^* \geq -1$ resp. $r_t'' \geq -1$ gilt, sind diese Änderungsraten möglicherweise schief verteilt. Die Konvergenz der Stichprobenverteilungen der in solchen empirischen Untersuchungen oft angewendeten Teststatistiken gegen die Normalverteilung dürfte dadurch verlangsamt und damit die Aussagekraft des Testergebnisses beeinträchtigt werden. Diese Problematik wird von W. S. Krasker (1980) aufgerollt.

Zur Herleitung dieser neuen Gleichgewichtsbedingung wird (1) zu $E \{(p_t - f_{t-s}^t) | \Theta_{t-s}\} = 0$ resp. $E(x_t | \Theta_{t-s}) = 0$ mit $x_t \equiv \{(p_t - f_{t-s}^t) / f_{t-s}^t\}$ umgeschrieben. Für kleine x gilt gemäß der Näherungsformel⁹, $x \approx \ln(1 + x)$, $E\{x_t | \Theta_{t-s}\} \approx E\{\ln(1 + x) | \Theta_{t-s}\}$

und damit

$$(2) \quad E\{\ln p_t | \Theta_{t-s}\} = \ln f_{t-s}^t .$$

(2) ist immer für beide oder keine Kursdefinition erfüllt. Durch die logarithmische Transformation wird deshalb der Bias des Terminkurses aufgrund des Siegel-Paradoxes eliminiert, an seine Stelle tritt hingegen der Approximationsfehler gemäß der verwendeten Taylorreihenentwicklung. Im Hinblick auf die empirische Analyse (Abschnitt 3) werden wir mit (2) weiterarbeiten. Zur sprachlichen Vereinfachung wird im folgenden der Terminkurs als (approximativ) optimale Prognose bezeichnet, wenn (2) und damit approximativ (1) gilt.

2.3. Optimaler Terminkurs und potentielle Gewinnchancen

Gemäß (2) gilt für beliebige $v \geq 0$ und $s \geq 0$ $E(\ln p_t | \Theta_{t-s}) = \ln f_{t-s}^t$ und $E(\ln p_t | \Theta_{t-v}) = \ln f_{t-v}^t$. Da Θ bezüglich t eine nie abnehmende Informationsmenge ist, folgt für $v \leq s$, $E\{E(\ln p_t | \Theta_{t-v}) | \Theta_{t-s}\} = E\{\ln p_t | \Theta_{t-s}\}$

und daher

$$(3) \quad E(\ln f_{t-v}^t - \ln f_{t-s}^t | \Theta_{t-s}) = 0 .$$

Der Terminkurs eines Terminkontraktes mit Laufzeit Null, f_t^t , ist (definitionsgemäß) identisch mit dem Kassakurs p_t . Für $v = 0$ folgt deshalb aus (3)

$$(4) \quad E(r_{t,s} | \Theta_{t-s}) = 0 , \quad r_{t,s} \equiv \ln p_t - \ln f_{t-s}^t$$

Statistisch betrachtet bedeutet (4), daß die relative Differenz zwischen Termin- und Kassakurs, definiert als $r_{t,s}$, eine Kovarianz von Null mit jedem Element von Θ_{t-s} oder jeder Funktion von Elementen aus Θ_{t-s}

⁹ Für $|x| < 1$ kann die Berechnung des natürlichen Logarithmus mittels der Formel $\ln(1 + x) = x - \frac{x^2}{2} + \frac{x^3}{3} - \frac{x^4}{4} + \dots$ vorgenommen werden. Für x in der Größenordnung von $|x| < 0.15$ ist $\ln(1 + x) \approx x$ in den meisten Fällen eine nützliche Approximation.

aufweist¹⁰. Für $s > 1$ ist p_{t-1} aber kein Element von Θ_{t-s} . Die Zufallsvariablen $r_{t,s}, r_{t-1,s}, r_{t-2,s}, \dots$, sind deshalb nur für nicht überlappende Zeitintervalle, d. h. für $s = 1$, „White Noise“¹¹.

$r_{t,s}$ ist gemäß (2) der relative Prognosefehler der Marktteilnehmer bei der im Zeitpunkt $t - s$ vorgenommenen Abschätzung des Kassakurses p_t . Andererseits kann $r_{t,s}$ (resp. $-r_{t,s}$) als Gewinnrate bei Devisenkäufen (resp. -verkäufen) auf dem Terminmarkt im Zeitpunkt $t - s$ kombiniert mit einem Kassaverkauf (resp. Kassakauf) im Zeitpunkt t interpretiert werden. Gemäß (4) können auf der Basis der Informationsmenge Θ im zeitlichen Durchschnitt keine gewinnbringenden Spekulationsgeschäfte gemacht werden. Der Terminmarkt ist (bezüglich Θ) effizient.

Aus (4) kann keine Aussage über die relative Abweichung des Kassakurses p_{t-s} vom Terminkurs f_{t-s}^t abgeleitet werden. Ausgehend von der Effizienzhypothese würde man aber erwarten, daß bei Konkurrenz der Arbitrageure die Variable $\ln p_{t-s} - \ln f_{t-s}^t$ im Gleichgewicht der Differenz zwischen ausländischem und inländischem nominellen Zinssatz entspricht (Zinssatzparitätentheorie). Verbindet man diese Theorie mit (4), so kommt man zum Ergebnis, daß die erwartete Kursänderung am Kassamarkt der Zinsdifferenz entspricht.

Mittels (4) kann auch nicht überprüft werden, ob durch Güterarbitrage zwischen den zwei betrachteten Ländern systematisch Profite erzielt werden könnten. Gemäß Effizienzhypothese ist aber davon auszugehen, daß auch im Bereich der internationalen Güterarbitrage ex ante erkennbare Profite ausgenutzt werden und deshalb geographische Abweichungen vom Gesetz eines Preises nicht systematisch auftreten können (Kaufkraftparitätentheorie).

Auf diese Erweiterungen (Zinsparitätentheorie und Kaufkraftparitätentheorie) soll in diesem Aufsatz verzichtet werden. Im folgenden wird nur mit (4) weitergearbeitet. Im Hinblick auf das in Abschnitt 3 untersuchte Datenmaterial betrachten wir ferner lediglich den Spezialfall $s = 1$. Zur Vereinfachung der Notation schreiben wir anstelle von $r_{t,1}$ nur noch r_t und für f_{t-1}^t einfach f_{t-1} .

¹⁰ Diese Implikation folgt aus der Martingal-Theorie (vgl. dazu R. J. Shiller (1973), 856 ff. und die von Shiller angegebene Literatur).

¹¹ Eine Folge von Zufallsvariablen wird als „White-Noise“ bezeichnet, wenn zwischen den einzelnen Zufallsvariablen keine lineare statistische Beziehung besteht. Diese Definition verwendet beispielsweise C. W. J. Granger (1975), 5.

2.4. Markteffizienz, wenn der Terminkurs keine optimale Prognose des zukünftigen Kassakurses ist

2.4.1. Modellwelt und Markteffizienz

Die Effizienzhypothese kann nur dann für einen Markt verworfen werden, wenn gezeigt werden kann, daß am Markt und damit unter Einbezug aller relevanten Kosten systematisch Nettogewinne erzielt werden können. Zu diesen Kosten zählen sicher Informations- und Transaktionskosten, aber auch die Möglichkeit der Existenz einer Risikoprämie bei nicht risikoneutralen Marktteilnehmern sei hier erwähnt.

Die Informationskosten der Marktteilnehmer lassen sich grob in zwei Kategorien unterteilen: 1. Kosten bei der Beschaffung der Datenmenge Θ ; 2. Kosten bei der Auswertung von Θ , d. h. bei der Bildung des bedingten Erwartungswertes.

Die Kosten der Datenbeschaffung hängen davon ab, welche Informationen in Θ enthalten sind. Umfaßt Θ beispielsweise sogenannte „Insider-Informationen“ können diese Beschaffungskosten sehr hoch sein. Umfasse Θ aber lediglich öffentlich zugängliche Daten, wie laufende und vergangene Kursdaten usw., ist die Vernachlässigung dieser Informationskosten eine zweckmäßige Vereinfachungsmaßnahme. Die Frage der Kosten der Informationsauswertung ist verbunden mit der Frage, ob rationales Handeln, wie es in der Mikroökonomie verstanden wird, überhaupt zu einer Erwartungsbildung gemäß rationaler Erwartungshypothese führt. Diese Frage kann im Rahmen dieser Arbeit nicht behandelt werden¹². Im folgenden werden vereinfachend keine solchen Informationskosten berücksichtigt. Jedoch wird vorausgesetzt, Θ enthalte lediglich öffentlich zugängliche, kostenlos erhältliche Informationen. Bei der Überprüfung der Effizienzhypothese wird Θ weiter eingeschränkt. In erster Linie werden dann die in der Vergangenheit realisierten Prognosefehler (r_{t-u} , $u > 0$) untersucht. Die Vernachlässigung der Informationskosten dürfte dehalb vertretbar sein.

Die Transaktionskosten spiegeln sich beim Devisenhandel direkt in der relativen Spanne zwischen Geld- und Briefkurs. Die relative Spanne zwischen Kauf- und Verkaufskurs ist keine Konstante, sondern verändert sich mit der Variabilität des Wechselkurses. Man kann deshalb mit guten Gründen vermuten, daß diese Spanne nicht ausschließlich die „reinen“ Transaktionskosten darstellt, sondern darüber hinaus

¹² Die Hypothese rationaler Erwartungen gibt keine Auskunft darüber, wie die Marktteilnehmer den bedingten mathematischen Erwartungswert finden. Das stochastische Verhalten des Wechselkurs-Prozesses für den Fall, daß die Marktteilnehmer das „wahre“ Modell nur unvollständig kennen und infolgedessen den bedingten mathematischen Erwartungswert nicht exakt finden, wird von *M. Granzio* (1980 b) behandelt.

eine Risikoentschädigung an den professionellen Devisenhandel umfaßt. Da der Devisenhändler seinen Kunden laufend ein Kaufrespektive Verkaufsangebot macht, trägt er vorübergehend, d. h. bis zum Abschluß eines Gegengeschäftes, ein Kursrisiko.

Gegen das unter 2.2.2. formulierte Modell läßt sich grundsätzlich auch einwenden, daß die Risikoneutralitätshypothese sehr restriktiv sei. Wie *Frankel* (1979) jedoch zeigt, ist unter bestimmten Voraussetzungen das Kursrisiko vollständig diversifizierbar, so daß Risikoaversionen der Marktteilnehmer allein keine hinreichende Bedingung für die Existenz einer Risikoprämie sind. Auch im Ansatz von *Fama* und *Farber* (1979), die im Rahmen eines internationalen Sharp-Litner-Portfolioansatzes argumentieren, weicht der erwartete Kassakurs vom Terminkurs nicht ab, wenn das Kaufkrafttrisiko des Geldes in den beiden Ländern übereinstimmt. Unter allgemeinen Annahmen ist jedoch — wie *Frankel*, *Fama* und *Farber* ausführen — mit der Existenz einer Risikoprämie zu rechnen¹³.

Im Rahmen dieser Arbeit soll davon ausgegangen werden, daß eine allfällige systematische Abweichung des Terminkurses vom zukünftigen Kassakurs bei Terminkontrakten mit relativ kurzer Laufzeit, wie sie im empirischen Teil untersucht werden, in erster Linie durch die Existenz variabler Transaktionskosten erklärt werden kann. Unter dem Begriff Transaktionskosten soll dabei die relative Spanne zwischen Geld- und Briefkurs verstanden werden.

2.4.2. Markteffizienz und variable Transaktionskosten¹⁴

Das folgende Modell unterscheidet sich gegenüber dem in 2.2.2. diskutierten Ansatz nur in einem Punkt: Der Auktionator stellt seine Dienste nicht kostenlos zur Verfügung. Die Bezahlung des Auktionators erfolgt dadurch, daß der Käufer von Devisen nicht p_t resp. f_{t-1} sondern etwas mehr, nämlich $p_t^k (> p_t)$ resp. $f_{t-1}^k (> f_{t-1})$ inländische Währungseinheiten pro ausländische Währungseinheiten bezahlt. Andererseits erhält der Verkäufer von Devisen etwas weniger als p_t resp. f_{t-1} , nämlich $p_t^k (< p_t)$ resp. $f_{t-1}^v (< f_{t-1})$. Diese An- und Verkaufskurse seien ebenfalls in Θ enthalten, d. h. formal $p_{t-u}^v, p_{t-u}^k, f_{t-u}^v, f_{t-u}^k \in \Theta_t, u \geq 0$.

Ein rationaler Marktteilnehmer wird diese Transaktionskosten bei der Entscheidung, Devisen auf Termin zu kaufen, zu verkaufen oder

¹³ Vgl. zu diesen Ausführungen auch *Levich* (1979) und die dort angegebene Literatur.

¹⁴ In diesem Abschnitt wird auf einige Gedanken von *M. Granzio* (1980 a) zurückgegriffen.

keine Transaktion vorzunehmen, in Rechnung stellen. Das Kaufen oder Verkaufen von Devisen auf Termin kombiniert mit einem späteren Gegengeschäft auf dem Kassamarkt lohnt sich aus der Sicht dieses Marktteilnehmers deshalb nicht, wenn die erwartete Rendite auf beiden Geschäftsarten kleiner oder gleich Null ist:

$$(5) \quad E \{ (\ln p_t^v - \ln f_{t-1}^k) \mid \Theta_{t-1} \} \leq 0 \quad \text{und} \\ E \{ (\ln f_{t-1}^v - \ln p_t^k) \mid \Theta_{t-1} \} \leq 0$$

Sind die in (5) aufgeführten Bedingungen erfüllt, ist der Devisenterminmarkt folglich effizient.

Mit Hilfe einiger Definitionen kann (5) so umformuliert werden, daß eine direkte Vergleichsmöglichkeit zu (4) besteht: Die relative Abweichung des Ankaufskurses vom Verkaufskurs $(\ln p_t^k - \ln p_t^v)$ resp. $(\ln f_{t-1}^k - \ln f_{t-1}^v)$ wird als a_t resp. b_{t-1} definiert. r_t ist wie zuvor als $(\ln p_t - \ln f_{t-1})$ definiert; jedoch bezeichnen p_t und f_{t-1} nun Mittelkurse, d. h. $p_t \equiv (p_t^v p_t^k)^{0,5}$ und $f_{t-1} \equiv (f_{t-1}^v f_{t-1}^k)^{0,5}$. Die Mittelkurse p_t resp. f_{t-1} werden als geometrische Mittel und nicht arithmetische Mittel des jeweiligen Brief- und Geldkurses definiert. Dieses Vorgehen garantiert, daß der in ausländischen Währungseinheiten pro inländische Währungseinheit definierte Mittelkurs mit dem reziproken Wert des in inländischen Währungseinheiten pro ausländische Währungseinheit definierten Mittelkurses zusammenfällt, was bei der arithmetischen Mittelung nicht der Fall ist.

Mittels dieser Definitionen kann (5) als (6) formuliert werden:

$$(6) \quad E \{ (r_t - 0,5 (a_t + b_{t-1})) \mid \Theta_{t-1} \} \leq 0 \\ E \{ (-r_t - 0,5 (a_t + b_{t-1})) \mid \Theta_{t-1} \} \leq 0$$

Da b_{t-1} annahmegemäß in Θ_{t-1} enthalten ist, kann (5) vereinfacht werden. Etwas umformuliert folgt

$$(7) \quad -0,5 \{ E(a_t \mid \Theta_{t-1}) + b_{t-1} \} \leq E(r_t \mid \Theta_{t-1}) \leq 0,5 \{ E(a_t \mid \Theta_{t-1}) + b_{t-1} \}$$

Der Terminmarkt ist demnach effizient, wenn die mittels Θ prognostizierbare Gewinnrate die erwarteten Transaktionskosten nicht übersteigt.

2.5. Verallgemeinerung für N Währungen

Im folgenden ist $i = 1, \dots, N$ ein Index für die i -te Währung. Alle Variablen sind bis auf die Zuordnung zu einem bestimmten Markt i wie bisher definiert. So bezeichnet ${}_i\Theta_t$ beispielsweise den Informationsstand der Marktteilnehmer auf dem Terminmarkt der i -ten Währung

im Zeitpunkt t und ${}_i a_t$ ist die relative Differenz zwischen Verkaufs- und Ankaufskurs auf dem Kassamarkt der i -ten Wahrung im Zeitpunkt t .

Die N Terminkurse im Zeitpunkt $t - 1$ sind optimale Prognosen fur die Kassakurse im Zeitpunkt t , wenn fur alle i

$$(8) \quad E({}_i r_t | {}_i \Theta_{t-1}) = 0, \quad i = 1, \dots, N$$

gilt. Nimmt man ferner an, da alle auf dem Terminmarkt der i -ten Wahrung bekannten Informationen auch auf den ubrigen Markten bekannt sind, kann der Index i bei ${}_i \Theta_{t-1}$ in (8) weggelassen werden:

$$(9) \quad E({}_i r_t | \Theta_{t-1}) = 0, \quad i = 1, \dots, N$$

Θ_{t-1} umfat hier und fortan *alle im Zeitpunkt $t - 1$ realisierten Termin- und Kassakurse* (An- und Verkaufskurse) *der N Wahrungen*, ferner alle in der Vergangenheit realisierten Kurse und moglicherweise weitere offentlich zugangliche Daten. (9) lat sich als Modellimplikation des, fur N Wahrungen verallgemeinerten, in 2.2.2. beschriebenen Devisenmarktmodelles interpretieren. Im Gegensatz zu der Version mit einem Kassa- und einem Terminmarkt werden bei N Wahrungen, N Terminkurse und N erwartete zukunftige Kassakurse simultan bestimmt, so da im Gleichgewicht der Terminkurs einer jeden Wahrung mit dem entsprechenden erwarteten zukunftigen Kassakurs ubereinstimmt. Da Θ in (9) zumindest alle Kurse aller Wahrungen umfat, wahrend ${}_i \Theta_{t-1}$ nur mindestens die Kurse der i -ten Wahrung enthalt, ist (9) im allgemeinen eine strengere Hypothese als (8).

Entsprechend zu (7) lautet die Effizienzbedingung fur N Wahrungen:

$$(10) \quad -0,5 \{E({}_i a_t | \Theta_{t-1}) + {}_i b_{t-1}\} \leq E({}_i r_t | \Theta_{t-1}) \leq 0,5 \{E({}_i a_t | \Theta_{t-1}) + {}_i b_{t-1}\} \\ i = 1, 2, \dots, N$$

Alle im nachsten Abschnitt zusammengefaten empirischen Tests beruhen auf (8), (9) oder (10). Wird selbst (10) verworfen, so kann ohne weitere Analyse nicht abgeklart werden, welche der hinter (10) stehenden Hypothesen (rationale Erwartungen, risikoneutrale Spekulanten, ... usw.) falsch ist. Wie bereits unter 2.4.1. erwahnt wurde, mu bei risikoscheuen Marktteilnehmern der Terminkurs moglicherweise um mehr als den Betrag der erwarteten Transaktionskosten vom erwarteten Kassakurs abweichen, bevor das Angebot oder die Nachfrage nach Termindevisen unendlich elastisch werden. Die durch eine Verletzung von (10) implizierte Nettogewinnrate ware dann als Entschadigung fur das Kursrisiko, d. h. als Risikopramie zu interpretieren.

Die Effizienzhypothese wird bei einer Verletzung von (10) irrtumlicherweise verworfen, wenn diese Abweichungen von (10) eine Folge

von direkten wirtschaftspolitischen Eingriffen sind, die das Ausnützen von Gewinnmöglichkeiten verhindern. Im Verlauf der letzten Jahre wurde der Verkauf von Schweizerfranken auf Termin gesetzlich mehrmals eingeschränkt. So wurde beispielsweise am 27. September 1977 den schweizerischen Geschäftsbanken vorübergehend verboten, an Ausländer auf Termin Franken zu verkaufen, wenn die Laufzeit des Terminkontraktes weniger als ein Monat betrug. Für die gesamte Zeitperiode 1975 bis 1980 waren Terminkäufe von Schweizerfranken an Ausländer mit Laufzeiten von über einem Monat auf 90 %, 60 %, 40 %, 50 % oder 80 % des Standes von Ende Oktober 1974 beschränkt. Diesem Gesichtspunkt ist gegebenenfalls bei der Interpretation von empirisch beobachteten Abweichungen der in (10) formulierten Hypothese Rechnung zu tragen.

3. Einige Ergebnisse für den Franken/Dollar- und Franken/Deutsche Mark-Terminmarkt

3.1. Sind die Einmonatsterminkurse auf dem Franken/Dollar- und Franken/Deutsche Mark-Markt optimale Prognosen für die einen Monat später realisierten Kassakurse?

In der empirischen Analyse beschränken wir uns auf die \$/Fr.- und DM/Fr.-Devisenmärkte. Das Datenmaterial besteht aus Konventionenkursen, zu denen jeweils am Monatsende während der Zeitperiode Januar 1975 bis November 1980 gehandelt wurde¹⁵. Die untersuchten Terminkurse sind Einmonatsterminkurse, d. h. Kurse von Kontrakten mit einer Laufzeit von einem Monat.

In diesem Abschnitt soll überprüft werden, ob die Einmonatsterminkurse auf dem Fr./\$- und Fr./DM-Markt optimale Prognosen für die einen Monat später realisierten Kassakurse sind. Die Termin- und Kassakurse sind als geometrische Mittel der An- und Verkaufskurse definiert.

(8) oder (9) können mittels Korrelations- und Regressionsmethoden ohne zusätzliche Voraussetzungen nicht empirisch überprüft werden. So kann beispielsweise die Korrelation zwischen ${}_1r_t$ und ${}_1r_{t-8}$ nur dann aus dem Datenmaterial geschätzt werden, wenn angenommen wird, daß die Varianz von ${}_1r_t$ für alle t identisch ist¹⁶. Die zeitliche Konstanz die-

¹⁵ Mangels systematischer Erhebungen von An- und Verkaufskursen auf den Devisenmärkten wurde auf die in der Neuen Zürcher Zeitung täglich veröffentlichten Konventionenkurse zurückgegriffen.

¹⁶ Gemäß (8) oder (9) ist der bedingte Erwartungswert für jede Zufallsvariable des Prozesses $\{{}_1r_t, t \in T\}$ Null. Folglich ist auch der unbedingte Erwartungswert für alle ${}_1r_t$ Null (vgl. E. F. Fama (1971), 319 f.). Es ist deshalb unter (8) und (9) bereits vorausgesetzt, daß alle ${}_1r_t$ einen identischen

ser Varianz muß deshalb als zusätzliche Voraussetzung für diesen Korrelationstest unterstellt werden. Diese Stationaritätsvoraussetzung ist vom Blickwinkel des Ökonomen her betrachtet sehr restriktiv. Änderungen der Devisenmarktpolitik der Notenbanken dürften in der Regel einen direkten Einfluß auf diese Varianzen ausüben. Hinter der zeitlichen Konstanz der beiden Varianzen steckt daher auch die Annahme einer zeitlichen Konstanz der Devisenmarktpolitik der monetären Behörden. In empirischen Effizienzuntersuchungen, in denen Regressions- und Korrelationsmethoden verwendet werden, ist es jedoch unumgänglich, bestimmte Konstanzannahmen (sogenannte Stationaritätsannahmen) zu unterstellen. Zur Überprüfung von (8) und (9) werden die folgenden Stationaritätsvoraussetzungen gemacht: Die stochastischen Prozesse $\{i r_t, t \in T\}$, $i = 1$ für den Franken/Dollar-Markt und $i = 2$ für den Franken/Deutsche Markt-Markt, sind schwach stationäre Zufallsprozesse $\{i r_t, t \in T\}$, $i = 1$ für den Franken/Dollar-Markt und $i = 2$ für den koppelt sind (Kreuzkovarianz-Stationarität)¹⁷.

Die unterstellten Kovarianz- und Kreuzkovarianz-Stationaritätsvoraussetzungen erlauben nun eine empirische Untersuchung von (8) und (9) für die $i r_{t-s} \in \Theta_{t-1}$, $i = 1, 2$, $s = 1, 2, \dots$ mit Hilfe von Korrelations- und Regressionsmethoden.

Unter den Voraussetzungen der schwachen Stationarität ist die Autokorrelation resp. Kreuzkorrelation zwischen zwei Variablen der Prozesse $\{i r_t, t \in T\}$, $i = 1, 2$, unabhängig von t . Für alle t gilt deshalb

Erwartungswert (= 0) aufweisen und muß an dieser Stelle nicht als zusätzliche Annahme vorausgesetzt werden.

¹⁷ Ein stochastischer Prozeß $\{x(t), t \in T\}$ wird als kovarianz-stationär bezeichnet, wenn gilt

$$(1) \quad E(x(t)) = k < \infty \quad \text{für alle } t \in T$$

$$(2) \quad \text{Kov}(x(t), x(s)) = R(t-s) < \infty \quad \text{für alle } t, s \in T, t \neq s$$

$$(3) \quad \text{Var}(x(t)) = \sigma_x^2 < \infty \quad \text{für alle } t \in T.$$

Gleichung (1) bedeutet, daß der Erwartungswert für alle $x(t)$ identisch, konstant und endlich ist. Die Beziehung (3) ist eine analoge Aussage über die Varianz von $x(t)$, während (2) festlegt, daß die Kovarianz zwischen zwei Zufallsvariablen des stochastischen Prozesses $\{x(t), t \in T\}$ endlich und ausschließlich eine Funktion der Zeitdifferenz $t-s$ ist. Zwei stochastische Prozesse $\{x(t), t \in T\}$ und $\{y(t), t \in T\}$ sind kreuzkovarianz-stationär verbunden, wenn jeder Prozeß für sich betrachtet den Bedingungen (1) - (3) genügt und zusätzlich gilt:

$$(4) \quad \text{Kov}(x(t), y(s)) = R_{xy}(t-s) < \infty \quad \text{für alle } t, s \in T.$$

Für die Prozesse $\{1 r_t, t \in T\}$ und $\{2 r_t, t \in T\}$ sind gemäß der Hypothese (9) auf S. 12 die Bedingungen (1), (2) und (4) für $s \neq t$ immer erfüllt (da diese Momente Null sein sollten). Streng genommen wird deshalb nur zusätzlich zu (9) die Stationarität der Varianz von $1 r_t$ und $2 r_t$ und die Stationarität der Kovarianz zwischen kontemporären $1 r$ und $2 r$ angenommen.

$$(11) \quad \frac{\text{Kov}(i r_t, j r_{t+u})}{(\text{Var}(i r_t) \text{Var}(j r_{t+u}))^{0,5}} = \frac{\text{Kov}(i r_{t+1}, j r_{t+1+u})}{(\text{Var}(i r_{t+1}) \text{Var}(j r_{t+1+u}))^{0,5}} = \dots \equiv \frac{\text{Var}(i r) \text{Var}(j r)}{\text{Kov}(i r, j r_{+u})} \equiv ij p_u, u \in T$$

Gemäß (9) ist $i r_t$ linear stochastisch unabhängig von allen Elementen der Informationsmenge Θ_{t-1} . Für $j r_{t-v} \in \Theta_{t-1}, v > 0$, ist deshalb die Kovarianz zwischen $i r_t$ und $j r_{t-v}, i = 1, 2,; j = 1, 2$, Null. Aus der Definition von $ij p_u$ können ferner die Symmetriebeziehungen $ij p_u \equiv ij p_{-u}$ für $i = j$ und $ij p_u \equiv ji p_{-u}$ für $i \neq j$ abgeleitet werden. Da die Kovarianz zwischen $i r_t$ und $j r_{t-v}$ für alle t und $v > 0$ verschwindet, folgt deshalb

$$(12) \quad ij p_u = 0 \text{ für } i = 1, 2 \text{ und } j = 1, 2 \text{ und } u \neq 0, u \in T .$$

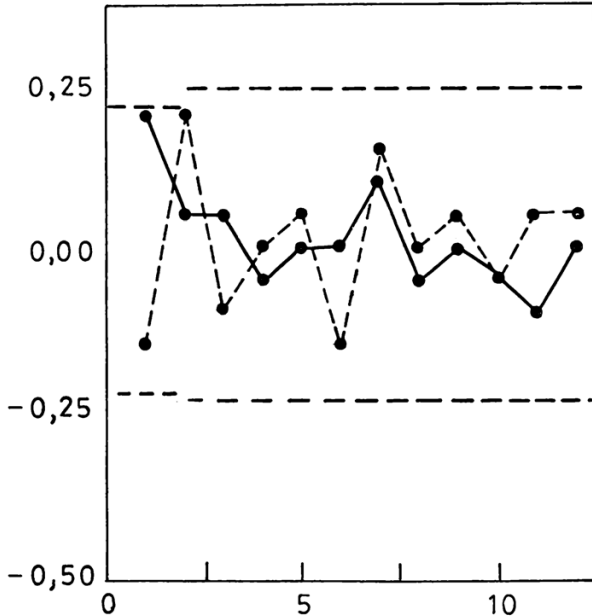


Schaubild 1: Geschätzte Autokorrelationen

- Verbindungsline zwischen den bis zu einem Lag von 12 geschätzten Autokorrelationen des Prozesses $\{1 r_t, t \in T\}$
- Verbindungsline zwischen den bis zu einem Lag von 12 geschätzten Autokorrelationen des Prozesses $\{2 r_t, t \in T\}$
- approximative Signifikanzgrenzen für ein 95 %-Vertrauensintervall

Für $u = 0$ und $i = j$ gilt definitiv $_{ij}p_0 \equiv _{ii}p_0 = 1$. Gemäß Nullhypothese ist ferner für $u = 0$ und $i \neq j$ $_{ij}p_0 \equiv _{ii}p_0 \neq 0$ zugelassen, da ${}_j r_t$ und ${}_i r_t$ ja keine Elemente der Informationsmenge Θ_{t-1} darstellen.

Für $u \neq 0$ und $i = j$ kann (12) als Test der Bedingung (8) interpretiert werden, während für $u \neq 0$ und $i = j$ oder $i \neq j$ (12) als Test der allgemeineren Bedingung (9) verstanden werden kann.

Die Autokorrelations- und Kreuzkorrelationsfunktion der Prozesse $\{{}_i r_t, t \in T\}$, $i = 1, 2$, wurden für $u = -12, \dots, 0, \dots, 12$ geschätzt. Aufgrund der bereits genannten Symmetrieeigenschaften ($_{ij}p_u \equiv _{ij}p_{-u}$ für $i = j$ und $_{ij}p_u \equiv _{ji}p_{-u}$ für $i \neq j$) kann auf eine Darstellung der Autokorrelationen mit negativen u und auf die Kreuzkorrelationen $_{21}p_u$, $u = -12, \dots, 0, \dots, 12$, verzichtet werden.

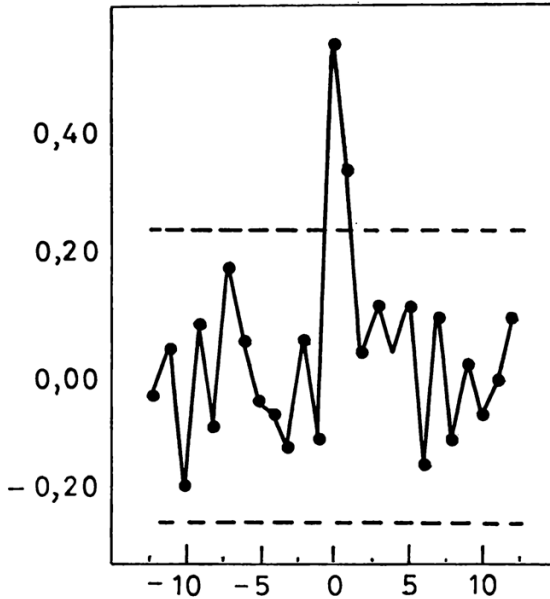


Schaubild 2: Geschätztes Kreuzkorrelogramm

- Ordinate : geschätzter Wert für $_{21}p_u (= _{12}p_{-u})$
- Abszisse : $u = -12, 11, \dots, 0, \dots, 11, 12$
- : approximative Signifikanzgrenzen für ein 95%-Vertrauensintervall

Von den geschätzten Autokorrelationen (Schaubild 1) ist kein Wert signifikant verschieden von Null. Zwischen den Prognosefehlern kann, wenn jeder Markt einzeln betrachtet wird, keine lineare statistische Abhängigkeit beobachtet werden. Diese Ergebnisse sind mit den Hypothesen (8) und (9) und damit (12) konsistent.

Nicht zu vereinbaren mit (9) und damit (12) ist die signifikant von Null verschiedene geschätzte Korrelation zwischen ${}_1r_t$ und ${}_2r_{t-1}$ im Kreuzkorrelogramm (Schaubild 2) bei $u = 1$. Dieses Schätzergebnis ist jedoch lediglich für $i = 1$ und damit den Dollar/Frankenmarkt nicht mit der Hypothese eines optimalen Terminkurses konsistent. Die Hypothese, daß der Deutsche Mark/Franken-Terminkurs eine optimale Prognose für den zukünftigen Kassakurs ist, kann nicht verworfen werden.

Konsistent mit (12) ist die hohe, positive Korrelation zwischen ${}_1r_t$ und ${}_2r_t$. Eine Unterschätzung (Überschätzung) des Franken/Dollar-Kassakurses durch den Terminkurs scheint in der Regel mit einer Unterschätzung (Überschätzung) des Franken/Deutsche Mark-Kassakurses durch den DM-Terminkurs einherzugehen. In dieser Korrelation zeigt sich die für die untersuchte historische Zeitperiode typische Beobachtung, daß neue Informationen zu gleichgerichteten Bewegungen des Dollar- und Deutsche Mark-Kassakurses führten.

Mit Hilfe der Regressionsanalyse kann zusätzlich überprüft werden, ob eine Linearkombination von gelagten r einen signifikanten Anteil der Varianz von ${}_i r_t$ zu erklären vermag. Gemäß (9) ist die Kovarianz zwischen ${}_i r_t$ und einer beliebigen Kombination von Elementen der Informationsmenge Θ_{t-1} Null. Unter den vorausgesetzten Stationaritätsvoraussetzungen für $\{{}_i r_t, t \in T\}$, $i = 1, 2$, folgt für die zwei Regressionsgleichungen

$$(13) \quad {}_i r_t = {}_i \alpha_0 + \sum_{s=1}^S \{ {}_1 \alpha_s {}_1 r_{t-s} + {}_2 \alpha_s {}_2 r_{t-s} \} + {}_i \eta_t, \quad i = 1, 2,$$

die Nullhypothese: ${}_i \alpha_0 = {}_1 \alpha_s = {}_2 \alpha_s = 0$, $E({}_j r_{t-s} {}_i \eta_t) = 0$ und $E({}_i \eta_t) = 0$ für alle $j = 1, 2$, $i = 1, 2$, $s = 1, 2, \dots, S$ und $t \in T$.

Analog zu (12) widerspricht eine kontemporäre Korrelation zwischen dem Prognosefehler des Dollar-Terminkurs (${}_1 \eta_t$ unter der Nullhypothese) mit dem Prognosefehler des DM-Terminkurs (${}_2 \eta_t$ unter der Nullhypothese) der Bedingung (9) nicht. Um möglichst viele Freiheitsgrade zu sparen, wurde (13) für $S = 1$ geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 (S. 644) aufgeführt.

Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % muß die Nullhypothese gemäß F -Test für beide Märkte abgelehnt werden, so daß wir die Hypothese optimaler Terminkurse für beide Märkte verwerfen.

Tabelle 1

Ergebnisse der Schätzung von (13) für $S = 1$, $i = 1, 2$

 Schätzmethode: OLS Schätzperiode: 1975.03 - 1980.11

In den Klammern (unterhalb der geschätzten Gleichungen) sind die t -Werte aufgeführt; * (**) bedeutet signifikant verschieden von Null bei einem Vertrauensintervall von 95 % (99 %)

Regression 1: Dollar/Franken-Markt

Geschätzte Gleichung: ${}_1r_t = 0.001 - 0.456^{**} {}_1r_{t-1} + 1.151^{**} {}_2r_{t-1}$
 (0.26) (- 3.65) (4.63)

Standardstatistiken: $R^2 = 0.26$; $\bar{R}^2 = 0.24$; $F(2,66) = 11.7^{**}$; $D.W. = 1.78$
 geschätzte Varianz von ${}_1r_t = 153.8 (\times 10^{-4})$

Residualanalyse: Die bis zu einem Lag von 12 Perioden geschätzte Autokorrelationsfunktion der Residuen weist keinen von Null signifikant verschiedenen Wert auf

Regression 2: Deutsche Mark/Franken-Markt

Geschätzte Gleichung: ${}_2r_t = -0.000 - 0.155^* {}_1r_{t-1} + 0.377^{**} {}_2r_{t-1}$
 (- 0.01)(- 2.25) (2.75)

Standardstatistiken: $R^2 = 0.11$; $\bar{R}^2 = 0.09$; $F(2,66) = 4.20^*$; $D.W. = 1.94$
 geschätzte Varianz von ${}_2r_t = 39.0 (\times 10^{-4})$

Residualanalyse: Die bis zu einem Lag von 12 Perioden geschätzte Autokorrelationsfunktion der Residuen weist keinen von Null signifikant verschiedenen Wert auf

Kreuzkorrelationsanalyse der Residuen der Regression 1 und 2

Für die Lags $-12, 11, \dots, -1, 0, 1, \dots, 11, 12$ wurden die Kreuzkorrelationen zwischen den Residuen der Regression 1 und 2 geschätzt. Die Nullhypothese, daß bis auf den Lag 0 keine der geschätzten Kreuzkorrelationen signifikant verschieden von Null ist, konnte nicht verworfen werden.

Auf die Durchführung weiterer Tests (beispielsweise eine Schätzung von (13) für $S > 1$ oder die Überprüfung der Nullhypothese in einem einzigen Test über beide Gleichungen (siehe Feige und Geweke (1979)) wird verzichtet.

3.2. Die Überprüfung der Markteffizienz-Hypothese

Zur Überprüfung der Markteffizienz-Hypothese (10) kann nicht wie bei (9) auf die Theorie der Martingale zurückgegriffen werden. Während (9) unter den zusätzlich genannten Stationaritätsvoraussetzungen einfache, direkt überprüfbare statistische Implikationen aufweist, erfolgt die Überprüfung von (10) deshalb in zwei Schritten: Zuerst werden

Proxivariablen für die unbekanntten, bedingten Erwartungswerte von (10) gebildet. Anschließend wird untersucht, ob allfällige, von diesen Proxis angezeigte Verletzungen von (10) systematisch unausgenützte Gewinnchancen anzeigen.

Für $S = 2$ und $S = 3$ verbessert sich der Fit von (13) gegenüber der in Tabelle 1 festgehaltenen Version ($S = 1$) nicht. Auch die Analyse der Residuen der in Tabelle 1 aufgeführten Regressionen deutet nicht draufhin, daß in zusätzlichen gelagten ${}_i r_t$ weitere, für die Prognose von ${}_i r_t$ nützliche Informationen stecken. Dies spricht für die Hypothese, daß sich vor allem neueste Kursinformationen nicht sofort optimal in den laufenden Terminkursen niederschlagen. Als Proxivariablen für $E({}_i r_t / \Theta_{t-1})$ werden deshalb die zwei geschätzten Regressionsgleichungen von Tabelle 1 verwendet. Diese Proxis werden im folgenden als ${}_i \hat{r}_t$ geschrieben:

$$(14) \quad \begin{aligned} {}_1 \hat{r}_t &\equiv 0.001 - 0.456 {}_1 r_{t-1} + 1.151 {}_2 r_{t-1} \\ {}_2 \hat{r}_t &\equiv -0.000 - 0.155 {}_1 r_{t-1} + 0.377 {}_2 r_{t-1} \end{aligned}$$

Die absolute Differenz zwischen An- und Verkaufskurs ist bei Konventionskursen praktisch konstant k_i (Dollarmarkt: $k_1 = 0.03$ Fr. pro \$, DM-Markt: $k_2 = 0.01$ Fr. pro DM). Da $({}_i \hat{r}_t + 1) {}_i \hat{f}_{t-1}$ (approximativ) dem für t erwarteten Kassakurs der i -ten Währung entspricht, kann $E({}_i a_t / \Theta_{t-1})$ mit der Praxisvariablen ${}_i \hat{a}_t$

$$(15) \quad {}_i \hat{a}_t \equiv k_i \{({}_i \hat{r}_t + 1) {}_i \hat{f}_{t-1}\}^{-1}, \quad i = 1, 2$$

angenähert werden.

${}_i \hat{a}_t$ und ${}_i \hat{r}_t$ sind Proxivariablen, die möglicherweise beachtlich von den „wahren“ bedingten Erwartungswerten abweichen und für verschiedene t der untersuchten Zeitperiode eine Verletzung von (10) anzeigen, obwohl die „wahren“ bedingten Erwartungen der Bedingung (10) genügen¹⁸. Um die Effizienzhypothese nicht irrtümlicherweise zu

¹⁸ Die Verwendung von ${}_i \hat{r}_t$ als Proxivariable für $E({}_i r_t | \Theta_{t-1})$ ist u. a. aus folgenden Gründen problematisch: Zum einen basiert ${}_i \hat{r}_t$ nur auf gelagten Prognosefehlern und damit nur auf einem geringen Teil der für Spekulationserwartungen wohl relevanten Informationsmenge. Ferner wird angenommen, daß selbst die untersuchte Informationsmenge ${}_i r_{t-s}$, $s > 0$ — wenn überhaupt — in einer linearen stochastischen Beziehung zu ${}_i r_t$ steht. Vor allem problematisch ist die Verwendung von ${}_i \hat{r}_t$ aber dann, wenn man annimmt, daß die geschätzten Koeffizienten der in Tabelle 1 aufgeführten Regressionen stark von der Wahl der Schätzperiode abhängen. In dieser Situation konnten die zur Bildung von ${}_i \hat{r}_t$ verwendeten OLS-Schätzgrößen im Zeitpunkt t noch nicht bekannt sein, so daß die Prognosequalität von ${}_i \hat{r}_t$ die Prognosequalität von $E({}_i r_t | \Theta_{t-1})$ überschätzen dürfte. Zur Umgehung dieses Problems könnte man mit echten ex ante Prognosen für ${}_i r_t$ arbeiten, indem auch für die Erstellung der Prognosefunktion jeweils nur Daten verwendet wer-

schnell zu verwerfen, wird versucht, direkt abzuklären, ob die von den Proxivariablen angezeigten Verletzungen von (10) systematisch unausgenützte Gewinnchancen signalisieren. Dazu versetzen wir uns hypothetisch in die Lage eines Spekulanten, der immer dann (im Zeitpunkt $t - 1$) Devisen auf Termin kaufte respektive verkaufte, wenn die Proxivariablen $i\hat{r}_t$, $i\hat{a}_t$ und der (im Zeitpunkt $t - 1$) bekannte Wert von $i\hat{b}_{t-1}$ eine Verletzung von (10) anzeigten. So hätte dieser Spekulant beispielsweise aufgrund der Information $i\hat{r}_t > 0.5 (i\hat{a}_t + i\hat{b}_{t-1})$ im Zeitpunkt $t - 1$ Devisen der i -ten Währung auf Termin gegen Franken gekauft. Im Zeitpunkt t hätte er zur Einhaltung des Terminkontraktes die im Terminmarkt erworbenen Devisen gegen Franken am Kassamarkt verkauft. Die realisierte Nettogewinnrate dieses Spekulanten, kurz $i nr_t$ geschrieben, war

$$(16) \quad i nr_t \equiv \begin{cases} |i r_t| - 0.5 (i a_t + i b_{t-1}), & \text{falls } \text{sgn } i r_t = \text{sgn } i \hat{r}_t \\ - |i r_t| - 0.5 (i a_t + i b_{t-1}), & \text{falls } \text{sgn } i r_t \neq \text{sgn } i \hat{r}_t \end{cases} \text{ und} \\ \begin{cases} |i \hat{r}_t| > 0.5 (i \hat{a}_t + i \hat{b}_{t-1}) \\ 0, & \text{falls } |i \hat{r}_t| \leq 0.5 (i \hat{a}_t + i \hat{b}_{t-1}) \end{cases}$$

$i nr_t$ = Nettogewinnrate

i = 1, 2; Franken/Dollar-Markt ($i = 1$), Franken/Deutsche Mark-Markt [$(i = 2)$]

sgn = Abkürzung für Vorzeichen

Zur Überprüfung der Effizienzhypothese (10) beschränken wir uns nun auf diejenigen Monate der Untersuchungsperiode 1975.03 - 1980.11, für die $|i \hat{r}_t| > 0.5 (i \hat{a}_t + i \hat{b}_{t-1})$ gilt. Die Effizienzhypothese (10) wird verworfen, wenn das arithmetische Mittel der in diesen Monaten realisierten $i nr_t$ signifikant größer als Null ist.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 (S. 647) zusammengestellt. Danach hätte der hypothetische Spekulant mehrheitlich auf dem Dollar/Franken-Markt spekuliert. Im Durchschnitt wäre auf diesem Markt *pro spekulativem Termingeschäft* eine Nettorendite von 0.77 % zu erzielen gewesen, während auf dem Deutsche Mark/Franken-Markt die entsprechende Rendite - 0.19 % betragen hätte. Die Ergebnisse für den Dollar/Franken-Markt sind ein Indiz für unausgenützte Gewinnchancen. Zieht man jedoch den zu den durchschnittlichen Nettorenditen berechneten Standardfehler in Betracht, kann die Effizienzbedingung (10) nicht verworfen werden.

den, die im Zeitpunkt $t - 1$ bekannt waren. Dieses Vorgehen wird beispielsweise von Granzioł (1980 a) gewählt; es weist aber den Nachteil auf, daß bei der Erstellung der ersten Prognosefunktion 20 bis 30 Beobachtungen der Untersuchungsperiode „verbraucht“ werden und damit wertvolle Dateninformation verloren wird.

Tabelle 2

Berechnete Nettorendite

Untersuchungsperiode: 1975.03 - 1980.11

Anzahl Monate: 69

Abkürzungen und Definitionen:

${}_iV$ = Anzahl t der Untersuchungsperiode bei denen
 $|i\hat{r}_t| > 0,5 ({}_i\hat{a}_t + {}_i\hat{b}_{t-1})$ beobachtet wurde

$\overline{{}_i nr}$ = durchschnittliche Nettogewinnrate auf Spekulationen mit Devisen
 der i -ten Wahrung; Definition:

$$\overline{{}_i nr} = \sum_1^{{}_iV} {}_i nr_t / {}_iV ;$$

i = 1, 2; Franken/Dollarmarkt ($i = 1$), Franken/Deutsche Mark-Markt
 [($i = 2$)

${}_1V$	${}_2V$	$\overline{{}_1 nr}$ (10 ²)	$\overline{{}_2 nr}$ (10 ²)
22	7	0.77 (0.83)*	- 0.19 (0.87)*

* Approximativer Standardfehler (ebenfalls mit 10² multipliziert)¹⁹.

¹⁹ Die Berechnung des angegebenen Standardfehlers erfolgt gema der Formel

$$(1) \quad {}_i \text{Standardfehler} \equiv {}_i \delta / \sqrt{{}_iV}$$

mit

$$(2) \quad {}_i \hat{\delta}^2 \equiv \frac{\sum_{t=1}^{69} ({}_i nr_t - \overline{{}_i nr})^2 g_t}{{}_iV - 1},$$

wobei t hier ber die 69 Monate der Untersuchungsperiode lauft, und mit Hilfe der Variablen g_t

$$(3) \quad g_t = \begin{cases} 0, & \text{falls } |i\hat{r}_t| \leq 0,5 ({}_i\hat{a}_t + {}_i\hat{b}_{t-1}) \\ 1, & \text{falls } |i\hat{r}_t| > 0,5 ({}_i\hat{a}_t + {}_i\hat{b}_{t-1}) \end{cases}$$

diejenigen Monate ausgeschlossen werden, in denen unser hypothetischer Spekulant keine Termingeschafte abgeschlossen hat. Etwas anders interpretiert: Betrachtet man *nur* diejenigen 22 resp. 7 (= ${}_iV$) Monate der Untersuchungsperiode fr die $|i\hat{r}_t| > 0,5 ({}_i\hat{a}_t + {}_i\hat{b}_{t-1})$ gilt, so ist ${}_i \hat{\delta}$ einfach der geschatzte Standardfehler der (in diesen Monaten) realisierten ${}_i nr_t$ und ${}_i \hat{\delta} \sqrt{{}_iV}$ folglich der Standardfehler des arithmetischen Mittels dieser ${}_i nr_t$. Die hier bezglich des stochastischen Verhaltens der ${}_i nr_t$ implizit unterstellten Voraussetzungen sind zugegebenermaen sehr restriktiv.

Abschließend sei darauf hingewiesen, daß die aus dem vorliegenden Datenmaterial (Konventionskurse) berechneten Transaktionskosten *größer* sind als die Transaktionskosten beim Devisenhandel zwischen Banken (Interbankenmarkt) und zwischen Banken und größeren Kunden. Da für diesen Bereich des Devisenhandels jedoch keine Daten für Geld- und Briefkurse über eine längere Zeitperiode erhältlich waren, mußte auf die Konventionskurse zurückgegriffen werden²⁰.

Zusammenfassung

In diesem Paper wird die Auffassung vertreten, daß systematisch Abweichungen der Terminkurse von den später realisierten Kassakursen in erster Linie durch Transaktionskosten erklärt werden können. Diese Transaktionskosten werden aus der relativen Spanne zwischen Geld- und Briefkurs am Kassa- und Terminmarkt bestimmt. Unter Berücksichtigung dieser Kosten folgt aus der Markteffizienz-Hypothese, daß die erwartete Nettorendite eines Ankaufs oder Verkaufs von Devisen am Terminmarkt kombiniert mit einem späteren Gegengeschäft am Kassamarkt nicht positiv ist. Die erwartete Nettorendite ist definiert als der Betrag der erwarteten Abweichung des Terminkurses vom zukünftigen Kassakurs minus die (beim Kauf oder Verkauf bekannten) Transaktionskosten am Terminmarkt und die erwarteten Transaktionskosten für das Gegengeschäft am Kassamarkt. Nur wenn diese Transaktionskosten verschwinden, sind die Terminkurse optimale Prognosen für die zukünftigen Kassakurse.

Die theoretischen Hypothesen wurden empirisch für den U.S.-Dollar/Schweizerfranken- und Deutsche Mark/Schweizerfranken-Markt untersucht. Um an möglichst vielen Beobachtungen für nicht überlappende Zeitintervalle die Güte von Terminkursen als Prognosen zukünftiger Kassakurse untersuchen zu können, wurden Kurse von Terminkontrakten mit einer Laufzeit von einem Monat analysiert. Ferner wurde eine Untersuchungsperiode (Januar 1975 bis November 1980) gewählt, für die angenommen werden kann, daß wichtige Anpassungsprozesse an das System flexibler Wechselkurse weitgehend abgeschlossen waren. Folgende Schlüsse wurden aus den Untersuchungsergebnissen gezogen: Die untersuchten Terminkurse sind keine optimalen Prognosen für die einen Monat später beobachteten Kassakurse. Die systematische Differenz zwischen Terminkurs und später realisierten Kassakursen ist jedoch zu klein, um bei Berücksichtigung der hier unterstellten Transaktionskosten systematisch Profite erzielen zu können. Diese Ergebnisse sind mit der Effizienzhypothese und der Hypothese rationaler Erwartungen konsistent. In der Untersuchung wurde angenommen, daß der Kauf und Verkauf von Devisen keinen gesetzlichen Beschränkungen unterliegt. Da während der betrachteten historischen Zeitperiode der Terminverkauf von Franken an Ausländer von den monetären Behörden der Schweiz mehrmals gesetzlich beschränkt wurde, muß vermutet werden, daß diese Maßnahme keinen bedeutenden Einfluß auf die Kursbildung an den Terminmärkten ausübten.

²⁰ Die in diesem Abschnitt unterstellten Transaktionskosten sind gewissermaßen obere Grenzen der bei spekulativen Devisengeschäften anfallenden Transaktionskosten.

Summary

In this paper we argue that systematic, predictable differences between forward exchange rates and future spot rates do not reflect inefficiencies of exchange rate markets and unexploited profit opportunities, if transaction costs are properly taken into account.

Transaction costs — measured by the bid-ask spread — are not constant over time but variable and not predictable with certainty. To account for such transaction costs, a test is proposed and applied to data of monthly forward and spot exchange rates of the Swiss franc/dollar-market and the Swiss franc/Deutsche mark-market (1975 - 1980). The results suggest that forward rates do not predict future spot rates optimally, but they do not suggest systematic unexploited profit opportunities.

Literatur

- Fama*, E. F. (1971), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in: M. D. Intriligator, *Frontiers of Quantitative Economics*, North-Holland Publishing Company, 309 ff.
- (1976), *Foundations of Finance*, Basil Blackwell, Oxford.
- and André *Farber* (1979), Money Bonds and Foreign Exchange, *American Economic Review*, 69, 639-649.
- Frankel*, J. A. (1980), Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market, *Southern Economic Journal* 46, No. 4, 1083 ff.
- (1979), The Diversifiability of Exchange Risk, *Journal of International Economics* 9, 379 ff.
- Geweke*, J. and E. *Feige* (1979), Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange, *Review of Economics and Statistics*, 334 ff.
- Granger*, C. W. J. (1975), A Survey of Empirical Studies on Capital Markets, in: R. Roll, M. Scholes (Ed.), *Studies in Financial Economics*, International Capital Market, North-Holland, Amsterdam.
- Granzio*, M. (1978), Devisenmarktinterventionen der Notenbank und Kursfluktuationen des täglichen Dollarkurses: Eine empirische Untersuchung mit Hilfe der Zeitreihenanalyse für die Zeitperiode der flexiblen Wechselkurse, IEW-Diskussionspapier 7805, Universität Zürich.
- (1979), Markteffizienz, „rationale Erwartungen“ und Random-Walk des Wechselkurses: Ein Kommentar zum Aufsatz von B. Gerber, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 115, 605 ff.
- (1980 a), Rationale Erwartungen und Devisenkurse: Ergebnisse einer Multimarkt-Effizienzuntersuchung des Dollar/Franken- und Deutsche Markt/Franken-Einmonatsterminmarktes, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 116, 423 ff.
- (1980 b), Tägliche Wechselkurs-Schwankungen, Devisenmarkt-Interventionen der monetären Behörden und rationale Erwartungen, Haag und Herchen (1981), Frankfurt.
- Jensen*, M. C. (1978), Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *Journal of Financial Economics* 6, 95 ff.
- Knight*, F. H. (1921), *Risk, Uncertainty and Profit*, Chicago, London.

- Krasker, W. S.* (1980), The „Peso Problem“ in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets, *Journal of Monetary Economics* 6, 269 ff.
- Levich, R. M.* (1979), On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange, in: R. Dornbusch and J. A. Frenkel (Ed.), *International Economic Policy Theory and Evidence*, Baltimore and London, 246 ff.
- Mc Culloch, J. H.* (1975), Operational Aspects of the Siegel Paradox, *Quarterly Journal of Economics* 89, 170 ff.
- Sargent, T. J.* (1979), *Macroeconomic Theory*, American Press, New York.
- Shiller, R. J.* (1973), Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates, A Comment . . ., *Money, Credit and Banking*, 856 ff.
- Siegel, J. J.* (1972), Risk, Interest Rates and Forward Exchange, *The Quarterly Journal of Economics*, 303 ff.