

# Konvexe Strategien im Devisenmarkt: Vorhersagekraft und ökonomischer Wert

Von Stephan Leithner und Cornelius Spahn\*, St. Gallen

## I. Einführung

Seit Beginn der achtziger Jahre klaffen die Devisenhandelspraxis und Empfehlungen auf Grund wissenschaftlicher Arbeiten in deutlichem Maße auseinander. Während die Prognoseverfahren der sogenannten „technischen Analyse“<sup>1</sup> in der Praxis eine weitverbreitete Entscheidungsgrundlage bilden<sup>2</sup>, geht der Grundtenor wissenschaftlicher empirischer Untersuchungen und die Theorie der Devisenmärkte davon aus, daß mittels „technischer Analysen“ keine systematischen Überschußgewinne erzielt werden können<sup>3</sup>.

Gegenstand zahlreicher empirischer Arbeiten zu diesem Thema bildet die Terminparität, welche sich aus gedeckter und ungedeckter Zinsparität zusammensetzt. Während die Übereinstimmung von Swapsatz und Zinsdifferenz, wie sie die gedeckte Zinsparität postuliert, im allgemeinen empirisch bestätigt wird<sup>4</sup>, müssen die Ergebnisse zur ungedeckten Zinsparität zumin-

---

\* Wir danken *Mark Kritzman* für das Überlassen der Daten sowie *Heinz Zimmermann* für das Lesen des Manuskripts und seine hilfreichen Bemerkungen. Dank gilt auch dem Grundlagenforschungsfonds der Hochschule St. Gallen für seine finanzielle Unterstützung.

<sup>1</sup> Als „technische Analyse“ werden Verfahren bezeichnet, die es erlauben sollen, den richtigen Zeitpunkt zum Kaufen und Verkaufen vorauszubestimmen. Sie stützen sich auf die Beobachtung vergangener Kursnotierungen und verwenden diese ohne Berücksichtigung sonstiger Informationen als Basis für eine Kursprognose.

<sup>2</sup> Vgl. z.B. die jährlich durchgeführte Umfrage in der Zeitschrift *Euromoney* unter Firmen, die Devisenkursvorhersagen erstellen: In der 1989 durchgeführten Umfrage (*Euromoney*, 1989, 108 ff.) gaben 24 der befragten Firmen Auskunft über die Grundlagen ihrer Vorhersagen. Während 22 hiervon sich unter anderem der „technischen Analysen“ bedienten, stützten sich nur 11 auch auf die sogenannte „Fundamentalanalyse“. Die wachsende Bedeutung der „technischen Analyse“ wurde auch schon im Untersuchungsbericht der *Group of Thirty* (1985, 3 ff.) festgestellt. Ca. 90 % der befragten Banken und Broker gaben an, daß nach ihrer Meinung die Anwendung der „technischen Analyse“ den Devisenmarkt zunehmend beeinflußt.

<sup>3</sup> Vgl. z.B. *MacDonald* (1988) für einen Überblick zu den empirischen Arbeiten.

<sup>4</sup> Vgl. z.B. *König / Möller* (1989).

dest als gemischt bezeichnet werden<sup>5</sup>. Dabei sind für systematische Abweichungen von der Terminparität in empirischen Untersuchungen mehrere Ursachen denkbar. Neben dem Bestehen einer Marktineffizienz ist vor allem an Probleme bei der Modellierung der Erwartungsbildung<sup>6</sup> oder an das Bestehen von Risikoprämien<sup>7</sup> zu denken.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es nicht zu klären, welche dieser Ursachen für die Abweichungen von der Terminparität zutreffend sind, sondern vielmehr zu untersuchen, ob die Abweichungen mittels einfacher und in der Praxis weit verbreiteter Verfahren der „technischen Analyse“ vorhersehbar sind. Die erzielten Ergebnisse werden dabei nur im Mikrokontext eines risikoneutralen Anlegers interpretiert. Aus diesem Grund kann auch beim Bestehen einer Vorhersagekraft nicht zwingend auf eine Ineffizienz der Devisenmärkte geschlossen werden, obschon sich für einzelne Anleger die Möglichkeit einer Zusatzverzinsung ergibt.

Gegenstand der Untersuchung bildet die Abweichung von der Terminparität, die wir als Devisenrendite wie folgt definieren:

$$[1] \quad r_t = k_{t+1} - f_t,$$

wobei  $k_{t+1}$  der logarithmierte Wechselkurs zum Zeitpunkt  $t + 1$  und  $f_t$  der logarithmierte Kurs eines einperiodigen Termingeschäftes am Beginn der Periode ist.

Ausgehend von der Frage, ob die Wechselkursentwicklung überhaupt vorhersehbar ist und nicht zufällig verläuft, untersuchen wir im zweiten Abschnitt die Devisenrenditen auf Regelmäßigkeiten. Der dritte Abschnitt stellt sodann konkrete Strategien vor und testet deren Vorhersagekraft für die Wechselkurse von britischem Pfund (£), Deutscher Mark (DM), japanischem Yen, Schweizer Franken (SFr.) und französischen Francs (FFr.) relativ zum US-Dollar. Ganz im Sinne der Zielsetzung der Arbeit beschränken sich dabei die vorgestellten Strategien auf einfache, in der Praxis weit verbreitete Verfahren der „technischen Analyse“. Aufbauend auf die theoretischen Überlegungen von *Merton* (1981), ermitteln wir im vierten Abschnitt in einem ersten Schritt den ökonomischen Wert der Strategien und vergleichen sodann die ermittelten theoretischen Werte mit den Verteilungseigen-

<sup>5</sup> Vgl. z.B. *Gaab/Granzio/Horner* (1986).

<sup>6</sup> Für eine Operationalisierung der ungedeckten Zinsparität ist es notwendig, spezifische Hypothesen über die Erwartungsbildung zu formulieren. Für eine Diskussion zu diesem Thema vgl. z.B. *Frankel/Froot* (1986), (1987a), und (1987b).

<sup>7</sup> Vgl. z.B. *Sibert* (1989) und *Mark* (1988) für Modelle, in denen Risikoprämien ein Abweichen von Terminkurs und erwartetem Kurs erklären.

schaften von simulierten Positionen über den Zeitraum 1977 bis 1988. Die Implikationen für einen nicht risikoneutralen Anleger beschließen die inhaltlichen Ausführungen bevor der fünfte Abschnitt die Ergebnisse zusammenfaßt.

## II. Empirische Evidenz für Trends in der Devisenkursentwicklung

Angesichts der Unkenntnis über die tatsächlichen Determinanten der Devisenkursentwicklung soll in diesem Abschnitt die einmonatige Devisenrendite für £, DM, Yen, SFr. und FFr. relativ zum US\$ mittels Runs- und Varianztests auf Regelmäßigkeiten untersucht werden. Bei den Kassa- und Terminkursen handelt es sich um Schlußkurse London am ersten Handelstag eines jeden Monats<sup>8</sup>. Um die Vergleichbarkeit der Verhältnisse auf den Devisenmärkten sicherzustellen, beschränkt sich die Untersuchung auf den Zeitraum ab Januar 1977<sup>9</sup>. In *Tabelle 1* sind die Verteilungseigenschaften der untersuchten Devisenrenditen zusammengefaßt. Hervorhebenswert erscheint, daß keiner der Mittelwerte signifikant von Null abweicht, und die Werte zur Pearson-Schiefe auf symmetrische Verteilungen schließen lassen.

*Tabelle 1*  
**Verteilungseigenschaften der monatlichen Devisenrenditen  
für den Zeitraum 1977 - 1988**

	£	DM	Yen	SFr.	FFr.
Anzahl Monate	144	144	144	144	144
Mittelwert	0.18%	-0.14%	0.24%	-0.17%	0.06%
Standardabweichung	3.48%	3.53%	3.80%	4.25%	3.44%
Pearson-Schiefe	0.33	0.09	0.16	-0.13	-0.06

### Erläuterungen:

- \*  $H_0$ : Die durchschnittliche Devisenrendite ist nicht von 0 verschieden, kann für keine der untersuchten Währungen auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden.

Runs-Tests bilden ein einfaches und von Annahmen über die Verteilung unabhängiges Verfahren, um Zeitreihen auf Autokorrelationen hin zu untersuchen. Ausgangspunkt bildet eine Transformation der Zeitreihe durch Dichotomie in eine Reihe von Symbolen je nachdem, ob die Devisenrendite in der jeweiligen Periode unter oder über dem Mittelwert liegt<sup>10</sup>. Da

<sup>8</sup> Die Daten wurden freundlicherweise von M. Kritzman zur Verfügung gestellt und entsprechen den in Kritzman (1989) verwendeten.

<sup>9</sup> Zwar herrschten bereits seit dem Zusammenbruch des Systems von Bretton Woods 1973 flexible Wechselkurse für die untersuchten Währungen, aber erst ab Ende 1976 waren die untersuchten Devisenmärkte weitgehend frei von Kapitalmarktbeschränkungen.

keiner der beobachteten Mittelwerte der Devisenrenditen über den Zeitraum 1977 bis 1988 signifikant von Null abweicht, und überdies theoretische Überlegungen langfristig einen Mittelwert von Null erwarten lassen<sup>11</sup>, erscheint es sinnvoll, die Transformation nur an Hand des Vorzeichens der Devisenrenditen durchzuführen. Ergebnis dieser Umwandlung bildet somit eine Folge von + bzw. – Zeichen.

Sind die Devisenrenditen unkorreliert, sollte die Reihenfolge der + und – zufällig sein, wohingegen Trends in den Devisenrenditen überdurchschnittlich lange Sequenzen (Runs) von direkt aufeinanderfolgenden Perioden mit gleichem Vorzeichen nach sich ziehen. Längere Abschnitte mit gleichen Vorzeichen vermindern jedoch die Anzahl der Vorzeichenwechsel und führen somit zu einer geringeren Gesamtzahl von Runs. Die Ergebnisse in *Tabelle 2* zeigen, daß für alle Währungen relativ zu wenige Runs beobachtet werden, und mit Ausnahme des japanischen Yens sind diese Abweichungen auch auf dem 5%-Niveau signifikant.

*Tabelle 2*  
**Empirische Ergebnisse zu Autokorrelationen in Devisenrenditen  
im Zeitraum 1977 - 1988**

	€	DM	Yen	SFr.	Ffr.
<b>Runs-Test</b>					
Periodenzahl	144	144	144	144	144
davon mit $r > 0$	74	65	69	67	71
davon mit $r \leq 0$	70	79	75	77	72
Erwartete Runs	73	72	73	73	72
Beobachtete Runs	50	57	66	57	54
z-Wert	-3.84 *	-2.58 *	-1.15	-2.63 *	-3.10 *
<b>Test der Varianzquotienten</b>					
zwischen					
1 und 2 Perioden	1.075	0.977	1.095	1.029	0.999
1 und 3 Perioden	1.187	1.108	1.171	1.146	1.118
1 und 6 Perioden	1.412 *	1.365	1.514 *	1.364	1.444 *
1 und 12 Perioden	1.804 *	1.875 *	1.921 *	1.703 *	1.924 *
1 und 24 Perioden	2.601 *	2.889 *	2.036 *	2.249 *	2.996 *
1 und 36 Perioden	3.288 *	3.403 *	2.554 *	2.578 *	3.777 *
1 und 48 Perioden	2.995 *	3.030 *	2.803 *	2.196	3.573 *
1 und 60 Perioden	2.046	2.780 *	2.516 *	2.033	3.213 *

Erläuterungen:

- \*  $H_0$ : Den beobachteten Zeitreihen liegt ein reiner Zufallsprozess zugrunde, kann auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden.

Für die Berechnung der Teststatistiken und kritische Werte vgl. Bünning/-Trenkler (1978, 118) für den Runs-Test und Lo/MacKinley (1989, 207) für den Test mittels Varianzquotienten.

<sup>10</sup> Alternativ zum Mittelwert kommt auch der Median als Trennkriterium in Frage (vgl. Bünning/Trenkler (1978, 121)). Auf Grund der langfristig anzunehmenden Symmetrie der Verteilung der Devisenrenditen spielt die Unterscheidung jedoch an dieser Stelle keine Rolle.

<sup>11</sup> Vor allem die ungedeckte Zinsparität. Vgl. z.B. MacDonald (1988, 29ff.).

Um die Ergebnisse aus den Runs-Tests zu überprüfen, wurden darüber hinaus Varianztests durchgeführt<sup>12</sup>. Sind die Devisenrenditen nicht autokorreliert, sollten die Varianzen der Renditen für unterschiedliche Periodenlängen in einem linearen Zusammenhang stehen<sup>13</sup>. Die Varianz der addierten stetigen Renditen aus jeweils zwei aufeinanderfolgenden Perioden sollte somit doppelt so groß sein wie die Varianz von Einperiodenrenditen. *Lo/MacKinlay* (1988, 1989) schlagen den Koeffizienten aus Mehrperiodenvarianz und Einperiodenvarianz, standardisiert mit der Anzahl der Perioden, als Teststatistik vor. Liegt der standardisierte Varianzquotient unter eins, bildet dies einen Hinweis für negativ korrelierte Renditen, während mit der Periodenlänge überproportional zunehmende Varianzen positive Autokorrelation (Trends) widerspiegeln. *Tabelle 2* gibt die Varianzquotienten der Devisenrenditen wieder. Für Periodenlängen zwischen 6 Monaten und 4 Jahren kann die Nullhypothese unkorrelierter Devisenrenditen auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden<sup>14</sup>. Aber auch für noch kürzere Perioden liegen die Varianzquoten mit nur einer Ausnahme über 1 und bestätigen damit die Ergebnisse aus den Runs-Tests. Interessant ist darüber hinaus, daß für die meisten Währungen die Varianzquotienten bis zu einer Verzögerung von 3 Jahren zunehmen und für längere Perioden abnehmen. *Kritzman* (1989) folgend, kann dieses Maximum der Varianzquotienten als ein Hinweis auf die durchschnittliche Dauer der Trends interpretiert werden.

### III. Konvexe Strategien und ihre Vorhersagekraft im Devisenmarkt

Wenn die Wechselkursentwicklung, wie dies Runs- und Varianztests nahelegen, autokorreliert ist und Trends aufweist, dann sollten sich die Regelmäßigkeiten im Kursverlauf durch ein geeignetes Anlageverhalten

<sup>12</sup> Gegenüber den in der älteren Literatur weit verbreiteten Tests zur Signifikanz der Autokorrelationskoeffizienten zeichnet sich der Varianztest durch seine höhere Mächtigkeit aus. Approximativ entspricht der Varianztest einer linearen Kombination von Autokorrelationskoeffizienten (*Lo/MacKinlay*, 1989, 208).

<sup>13</sup> Unterschiedliche Periodenlängen bedeuten nur unterschiedlich lange Summen aufeinanderfolgender Einmonats-Devisenrenditen und nicht Devisenrenditen auf Grund unterschiedlich langer Termingeschäfte.

<sup>14</sup> Im Gegensatz zu den Runs-Tests sind Aussagen über die Signifikanz der Abweichungen von 1 für die Varianztests nur unter Zugrundelegung bestimmter Verteilungsannahmen für die Devisenrenditen möglich. *Lo/MacKinlay* (1988) ermitteln die Verteilung der Teststatistik sowohl für den Fall normalverteilter Renditen, als auch für den allgemeineren Fall heteroskedastischer Renditen. Da die Ergebnisse für die vorliegenden Daten unter beiden Verteilungsannahmen weitgehend übereinstimmen, wurden in *Tabelle 2* nur die auf der Normalverteilungsannahme basierenden Grenzwerte angewandt.

ausnutzen lassen. Im folgenden werden die allgemeine Voraussetzung und spezielle Strategien für ein derartiges Anlageverhalten dargestellt. In einem zweiten Schritt wird die Vorhersagekraft der vorgeschlagenen Anlagestrategien mittels statistischer Tests – out of sample – überprüft.

### 1. Konvexe Strategien

Allgemein gesprochen lassen sich, beim Vorliegen von Trends, zusätzliche Erträge gegenüber einer einfachen Buy & Hold Strategie erzielen, wenn bei steigenden Kursen gekauft und bei fallenden Kursen verkauft wird. Ein derartiges Anlageverhalten führt zu einer als konvex bezeichneten Pay-off Funktion<sup>15</sup>. Siehe zur Illustration die *Abbildung 1*<sup>16</sup>, welche veranschaulicht, daß bei einem ausgeprägten, trendmäßigen Steigen oder Fallen des Wechselkurses eine konvexe Strategie im Vergleich zu Buy & Hold einen höheren Vermögenswert ergibt. Nur bei gesamthaft geringen Wechselkursbewegungen führt die Buy & Hold Strategie zu besseren Ergebnissen.

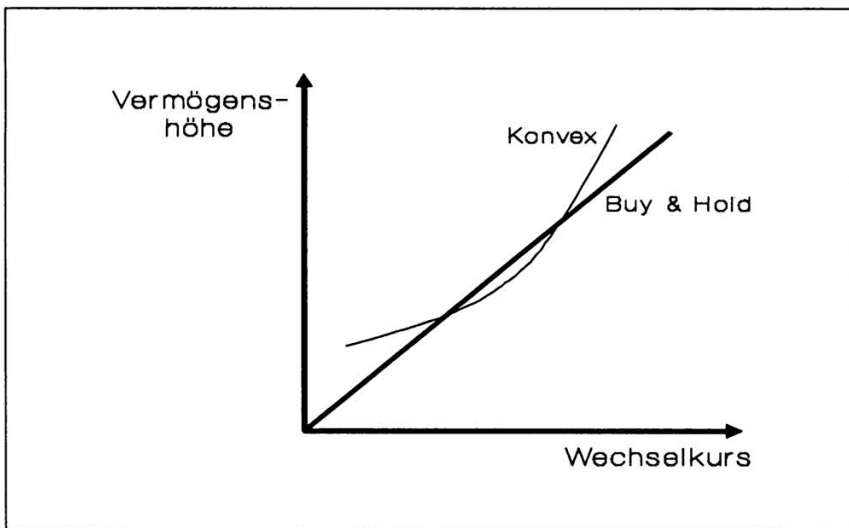


Abbildung 1: Vermögenshöhe nach mehreren Perioden für konvexe Strategien im Vergleich zu Buy & Hold beim Vorliegen von Trends im Wechselkursverlauf

<sup>15</sup> Vgl. *Perold/Sarpe* (1988) und *Kritzman* (1989).

<sup>16</sup> Der Einfluß variierender Zinsdifferenzen bleibt in der Abbildung unberücksichtigt.

Dem Grundsatz einer konvexen Strategie entsprechen auch die im Rahmen der sogenannten „technischen Analyse“ entstandenen und im Devisenhandel verbreiteten Trading Rules. Wegen ihrer weiten Verbreitung in der Praxis werden im folgenden die Momentum und Moving Average Regeln, sowie die Regel der exponentiellen Glättung untersucht<sup>17</sup>. Diese drei Trading Rules lassen sich auf eine einheitliche Entscheidungsregel zurückführen und unterscheiden sich im Grunde nur in der Berechnung des Entscheidungskriteriums.

Bei den Entscheidungskriterien handelt es sich um die vergangene Kursbewegung beschreibende Meßgrößen. Während sich das Kriterium der Momentumsregel aus der Differenz zwischen dem aktuellen und einem vergangenen Kurs ergibt, berechnet sich jenes der Moving Average Regel als Differenz zwischen dem aktuellen Kurs und einem Durchschnitt vergangener Kurse. Das Kriterium bei der exponentiellen Glättung bestimmt sich analog zur Moving Average Regel als Differenz zwischen aktuellem Kurs und einer exponentiellen Glättung vergangener Kurse.

Nach der einheitlichen Entscheidungsregel ist mit steigenden Kursen zu rechnen, wenn das jeweilige Kriterium größer Null ist und mit fallenden Kursen, wenn es kleiner Null ist. Entsprechend sind im ersten Fall Devisen zu kaufen bzw. zu halten (long position) und im zweiten Devisen gegen die eigene Währung leerzuverkaufen (short position). Ein solches Anlageverhalten ist als konvex zu bezeichnen, weil ein vergangener Kursanstieg (-verfall) über ein positives (negatives) Kriterium zu Käufen (Leerverkäufen) führt.

Zur Vereinfachung der formalen Darstellung beziehen wir die Kriterien im folgenden auf logarithmierte Wechselkurse, wodurch jedoch der konvexe Charakter der Trading Rules nicht beeinträchtigt wird. Wird  $k_1 = \ln(K_1)$  und  $r_1 = \ln(1 + R_1)$  gesetzt, kann das Momentum nicht nur als Differenz zwischen zwei Kursen, sondern auch als Summe von Renditen aufgefaßt werden:

$$[2.a] \quad mo_t^n = k_t - k_{t-n}$$

$$[2.b] \quad mo_t^n = k_{t-n} + r_{t-n} + r_{t-n+1} + \dots + r_{t-1} - k_{t-n}$$

$$[2.c] \quad mo_t^n = \sum_i r_{t-i}, \text{ wobei } i = 1 \text{ bis } n$$

Die üblicherweise auf Kurse bezogene Momentumsregel läßt sich daher auch für Renditen formulieren. Durch eine Standardisierung mit der Anzahl

<sup>17</sup> Eine detaillierte Darstellung derartiger Trading Rules findet sich z. B. bei Kaufmann (1987).

der berücksichtigten Renditen ergibt sich das arithmetische Mittel der  $n$  letzten Renditen als Kriterium der Momentumsregel:

$$[2] \quad r^*_t = (1/n) \sum_i r_{t-i}, \text{ wobei } i = 1 \text{ bis } n$$

Analog zum Momentum läßt sich die Moving Average Regel für Renditen formulieren<sup>18</sup>. Hierbei gehen die vergangenen Renditen allerdings linear degressiv gewichtet in die Berechnung des Renditemittelwertes ein, so daß den kürzere Zeit zurückliegenden Renditen eine größere Bedeutung zukommt:

$$[3] \quad r^*_t = (2/n) \sum_i (n+1-i)/(n+1) r_{t-i}, \text{ wobei } i = 1 \text{ bis } n$$

Als weitere Strategie soll ein der Moving Average Regel verwandtes Verfahren untersucht werden, das auf einer exponentiellen Glättung der Kursentwicklung beruht.

Die Umformung der Regel in Renditen zeigt<sup>19</sup>, daß sich der Renditemittelwert hierbei als exponentielle Glättung der vorangegangenen Renditen bestimmen läßt. Die Renditen gehen somit im Gegensatz zum Moving Average geometrisch degressiv gewichtet in die Mittelwertbildung ein:

$$[4] \quad r^*_t = \alpha r_{t-1} + (1 - \alpha) r^*_{t-1}{}^{20}$$

Die Wahl des Parameter  $\alpha$  kann derart erfolgen, daß das durchschnittliche Alter der Beobachtungswerte gleich dem entsprechenden Wert bei einem gleitenden Renditedurchschnitt ist, der aus  $n$  Beobachtungswerten gebildet wurde. Zu diesem Zweck wird

$$[5] \quad \alpha = 2/(n + 2)$$

gesetzt<sup>21</sup>.

Da die Anwendung der Regeln für beliebig definierte Renditen zu konvexen Strategien führt, ist eine Übertragung auf die in [1] definierte Devisenrendite möglich. Die Verwendung von Renditemittelwerten anstelle von in Kursen definierten Kriterien erleichtert darüber hinaus die Berücksichtigung von Transaktionskosten in der Entscheidungsregel. Zu diesem Zweck

<sup>18</sup> Vgl. für die Herleitung den Anhang 1.

<sup>19</sup> Vgl. für die Herleitung den Anhang 2.

<sup>20</sup> Da für die empirischen Untersuchungen nur eine endliche Zeitreihe verfügbar ist, muß ein  $r^*_0$  festgelegt werden. Konkret wurde hierfür jeweils der Wert  $r_1$  benutzt.

<sup>21</sup> In Anlehnung an *Hochstädter* (1989, 232 ff.).

wird neben den Alternativen „go long“ und „go short“ die Entscheidungsregel um einen dritten Fall erweitert, in dem es aus Kostengründen vorteilhaft erscheint, am Devisenmarkt nichts zu unternehmen. Bezeichnet  $r^*$  den jeweiligen Durchschnitt vergangener Devisenrenditen und  $tc$  die proportionalen Transaktionskosten, so läßt sich die Entscheidungsregel wie folgt formulieren:

- |           |                                                  |
|-----------|--------------------------------------------------|
| [1. Fall] | $r_t^* > tc \rightarrow \text{go long}$          |
| [2. Fall] | $tc > r_t^* > -tc \rightarrow \text{do nothing}$ |
| [3. Fall] | $r_t^* < -tc \rightarrow \text{go short}$        |

Zusammengefaßt beruhen alle drei Strategien auf der gleichen Entscheidungsregel und unterscheiden sich nur im Hinblick auf das Entscheidungskriterium. Dieses berechnet sich als unterschiedlich gewichteter Durchschnitt vergangener Devisenrenditen, wobei  $n$ , die Anzahl der zu berücksichtigenden Renditen, einziger Parameter ist.

## 2. Empirische Überprüfung der Vorhersagekraft

Ausgehend von den beobachteten Trends in den Devisenrenditen, soll im folgenden untersucht werden, ob die vorgeschlagenen Strategien über eine ökonomisch wertvolle Vorhersagekraft verfügen. *Merton* (1981) zeigt in diesem Zusammenhang, daß Anlagestrategien und Kursvorhersagen für einen rationalen Anleger nur dann ökonomischen Wert besitzen, wenn sie ihn veranlassen, seine Verteilungsannahmen über die zukünftigen Renditen zu verändern. Im Vordergrund steht dabei die Timing-Fähigkeit der Strategie: Liegt z.B. die bedingte Wahrscheinlichkeit für eine positive Devisenrendite bei einer Kaufempfehlung über der unbedingten Wahrscheinlichkeit, so hilft die Strategie dem Anleger sein Timing zu verbessern und besitzt ökonomischen Wert. Um die Vorhersagekraft alternativer Strategien zu beurteilen, schlagen *Henriksson/Merton* (1981) als nichtparametrisches Verfahren einen exakten *Fisher-Test* in einer Vierfeldertafel vor<sup>22</sup>.

Da die untersuchte Entscheidungsregel neben „go long“ und „go short“ einen dritten Fall vorsieht, in dem es auf Grund der Transaktionskosten<sup>23</sup>

<sup>22</sup> Der Test basiert auf der Nullhypothese: Die Strategie besitzt keine Timingfähigkeit. Die Anzahl der korrekten Vorhersagen für eine positive Devisenrendite entspricht in diesem Fall einer hypergeometrischen Verteilung mit folgenden Parametern: Gesamtzahl der vorhergesagten positiven Devisenrenditen, Gesamtzahl der tatsächlich eingetretenen positiven Devisenrenditen und Anzahl korrekt vorhergesagter positiver Devisenrenditen (*Henriksson/Merton* (1981)).

sinnvoll erscheint, nichts zu unternehmen, muß der *Henriksson/Merton*-Test jedoch modifiziert werden. Hierfür ist es notwendig, die Entscheidungsregel als aus zwei einander ausschließenden Teilentscheidungsregeln zusammengesetzt zu betrachten. Während bei der ersten Teilentscheidung die Fälle Long gehen – nicht Long gehen unterschieden werden, entscheidet die zweite, ob short zu gehen ist oder nicht. Werden beide Teilentscheidungen negativ beantwortet, liegt jener Fall der ursprünglichen Entscheidungsregel vor, in dem nichts zu unternehmen ist. Der *Henriksson/Merton*-Test wird nun auf beide Teilentscheidungen angewandt und ermöglicht es damit, die Vorhersagekraft der Strategien für beide Teilentscheidungen getrennt zu ermitteln<sup>24</sup>.

Eine gute Veranschaulichung der Testphilosophie von *Henriksson/Merton* bildet das *Merton*-Score, welches sich als Summe zweier Bruchteile ergibt. Bei der Teilentscheidungsregel long berechnet sich das *Merton*-Score z. B. wie folgt:

$$\text{Merton-Score} = \frac{\text{Anzahl richtiger Vorhersagen gehe long}}{\text{Gesamtzahl der Vorhersagen gehe long}} + \frac{\text{Anzahl richtiger Vorhersagen gehe nicht long}}{\text{Gesamtzahl der Vorhersagen gehe nicht long}}$$

Folglich bestimmt nicht die unbedingte Wahrscheinlichkeit einer über den Transaktionskosten liegenden Devisenrendite das *Merton*-Score, sondern die bedingte Wahrscheinlichkeit. Eine Vorhersage, die nur die unbedingten Verteilungseigenschaften der Renditen verarbeitet, hat deshalb keinen ökonomischen Wert, was durch ein *Merton*-Score von 1 zum Ausdruck gebracht wird.

*Tabelle 3* gibt für Momentum, Moving Average und exponentielle Glättung bei unterschiedlichem Parameter  $n$  jeweils für Long- und Short-Vorhersagen das *Merton*-Score als statistische Testgröße für die Timing-Fähigkeit an<sup>25</sup>. Für britisches Pfund, DM, SFr. und FFr. sind dabei alle *Merton*-

<sup>23</sup> Die Transaktionskosten wurden für jedes Geschäft mit 0,25 % angesetzt, um der Differenz zwischen Geld- und Briefkurs im Devisenmarkt Rechnung zu tragen. Damit finden die Transaktionskosten in vollem bzw. tendenziell überhöhten Ausmaß Eingang, wodurch eine unrealistische Erfolgsermittlung vermieden werden soll. Da Termingeschäfte jeden Monat prolongiert werden müssen, sofern eine Position gehalten werden soll, fallen die Transaktionskosten darüber hinaus in jedem Monat mit Position an.

<sup>24</sup> Besitzt die Strategie nur für eine Teilentscheidung signifikante Vorhersagekraft, so wird ein rationaler Anleger nur den „zuverlässigen“ Empfehlungsteil folgen, und im Falle der „unzuverlässigen“ Empfehlung jeweils nichts unternehmen.

Scores, unabhängig von der gewählten Strategie auf dem 5%-Signifikanzniveau größer als 1. Für den japanischen Yen gilt diese Aussage jedoch nur für die Short-Strategien, während die Ergebnisse für die Long-Strategien gemischt sind. Diese Einschränkung ist mit dem Ergebnis des Runs-Test konsistent. Insgesamt bilden die Ergebnisse damit einen eindrücklichen Hinweis, daß sich mit einfachen konvexen Strategien im Zeitraum 1977 bis 1988 richtige Anlageentscheidungen in Devisenmärkten treffen ließen.

Eine wesentliche Annahme der *Henriksson/Merton*-Tests bildet es, daß die Vorhersagequalität im Zeitablauf konstant und unabhängig von den anschließend eintretenden Renditen ist. *Cumby/Modest* (1987) entwickelten aus diesem Grund eine alternative Testmethodik, die ebenfalls auf *Merton* (1981) aufbaut. Die zugrundeliegende Intuition versucht dabei insbesondere „technischen“ Kursvorhersagen gerecht zu werden, indem neben der Anzahl der korrekten Vorhersagen auch die Höhe der korrekt vorhergesagten positiven Renditen berücksichtigt wird<sup>26</sup>. Die Testgröße bildet der Parameter  $b$  in der folgenden Regressionsgleichung:

$$[6] \quad r_t = a + b I_t + \varepsilon_t,$$

wobei  $r_t$  die Devisenrendite in der Periode  $t$  und  $I_t = 0$  für eine negative, respektive  $I_t = 1$  für eine positive Vorhersage steht. Die Nullhypothese, wonach realisierte Renditen und Vorhersagen voneinander unabhängig sind, kann dabei verworfen werden, sofern  $b$  signifikant größer als Null ist. Entsprechend Tabelle 3 für die Merton-Scores, gibt *Tabelle 4* für alle Strategien, jeweils long und short getrennt, über die fünf Währungen die mittels OLS geschätzten  $b$ -Werte wieder<sup>27</sup>. Die Parameterwerte liegen zwar alle über Null, jedoch sind die Abweichungen keineswegs durchgehend auf dem 5%-Niveau signifikant, wie es für die Merton-Scores der Fall ist.

<sup>25</sup> Die unterschiedlichen Werte für den Parameter  $n$  wurden a priori über ein weites Spektrum möglicher Parameterwerte festgelegt. Deshalb sind die Parameterwerte nicht von den untersuchten Daten abhängig und sämtliche Untersuchungen „out-of-sample“.

<sup>26</sup> *Cumby/Modest* (1987) gehen hierbei von der Hypothese aus, daß manche technische Analysemethoden den Investor in den häufigeren Fällen kleiner, transitorischer Veränderungen nicht korrekte Vorhersagen liefern, dafür aber gerade die besonders ausgeprägten Veränderungen korrekt vorhersagen.

<sup>27</sup> In Anbetracht der wachsenden Evidenz von Heteroskedastizität in Devisenrenditen (z.B. *Cumby/Obstfeld* (1984)) und der allgemeinen Empfehlung von *Hsieh* (1983) folgend, basieren die Hypothesentests in *Tabelle 4* auf heteroskedastizitätskonsistenten Kovarianzschätzern nach *White* (1980).

Tabelle 3  
Merton-Scores für unterschiedliche konvexe Strategien im Devisenmarkt<sup>a)</sup>

Kriterium	£		DM		Yen		SFR.		FFr.	
	Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short
Momentum										
Lag 1	1.257 **	1.215 **	1.163 **	1.244 **	1.069 *	1.147 *	1.203 **	1.188 **	1.165 **	1.281 **
Lag 2	1.238 **	1.247 **	1.241 **	1.284 **	0.993	1.116 *	1.300 **	1.309 **	1.312 **	1.360 **
Lag 3	1.166 **	1.149 **	1.259 **	1.238 **	1.118 *	1.183 **	1.237 **	1.176 **	1.330 **	1.252 **
Lag 6	1.187 **	1.276 **	1.140 *	1.179 **	1.112	1.199 **	1.252 **	1.204 **	1.239 **	1.193 **
Lag 9	1.213 **	1.286 **	1.216 **	1.218 **	1.073	1.113 *	1.311 **	1.140 *	1.294 **	1.123 *
Lag 12	1.265 **	1.299 **	1.285 **	1.258 **	1.073	1.144 **	1.364 **	1.275 **	1.262 **	1.152 *
Lag 18	1.283 **	1.287 **	1.199 **	1.234 **	1.085	1.082	1.230 **	1.203 **	1.233 **	1.097
Lag 24	1.261 **	1.292 **	1.126 *	1.165 **	1.104	1.038	1.133 *	1.129 *	1.208 **	1.154 *
Mov. Average										
Lag 2	1.338 **	1.288 **	1.200 **	1.253 **	1.012	1.143 *	1.256 **	1.196 **	1.284 **	1.375 **
Lag 3	1.262 **	1.258 **	1.244 **	1.292 **	1.111	1.154 **	1.290 **	1.316 **	1.314 **	1.355 **
Lag 6	1.256 **	1.194 **	1.189 **	1.240 **	1.122 *	1.128 **	1.324 **	1.278 **	1.294 **	1.266 **
Lag 9	1.287 **	1.302 **	1.210 **	1.250 **	1.073	1.200 **	1.318 **	1.224 **	1.285 **	1.165 **
Lag 12	1.236 **	1.290 **	1.221 **	1.228 **	1.066	1.189 **	1.269 **	1.292 **	1.270 **	1.182 **
Lag 18	1.300 **	1.351 **	1.250 **	1.249 **	1.039	1.086	1.343 **	1.260 **	1.241 **	1.192 **
Lag 24	1.325 **	1.343 **	1.197 **	1.262 **	1.082	1.111 *	1.240 **	1.206 **	1.292 **	1.150 *
Exponent .										
Glättung										
Lag 6	1.288 **	1.272 **	1.123 *	1.272 **	1.127 *	1.215 **	1.294 **	1.288 **	1.324 **	1.309 **
Lag 9	1.290 **	1.302 **	1.185 **	1.264 **	1.098	1.200 **	1.295 **	1.211 **	1.255 **	1.255 **
Lag 12	1.253 **	1.346 **	1.253 **	1.250 **	1.104	1.142 *	1.319 **	1.251 **	1.281 **	1.237 **
Lag 18	1.286 **	1.351 **	1.224 **	1.272 **	1.065	1.161 **	1.330 **	1.229 **	1.272 **	1.192 **
Lag 24	1.305 **	1.325 **	1.188 **	1.218 **	1.075	1.179 **	1.254 **	1.203 **	1.257 **	1.136 *

#### Erläuterungen:

- \* H<sub>0</sub>: Das Merton-Score ist nicht von 1 verschieden, kann auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden.
  - \*\* H<sub>0</sub>: Das Merton-Score ist nicht von 1 verschieden, kann auf dem 1% Signifikanzniveau verworfen werden.
- Für die Berechnung des Merton-Scores und die Verteilung der Teststatistik vgl. Henriksson/Merton (1981, 518 und 520).
- <sup>a)</sup> Für die Definition der Entscheidungskriterien vgl. den Text. Der Lag-Parameter entspricht dem Parameter n im Text. Allen Berechnungen liegen monatliche Transaktionskosten von 0,25% zugrunde.

*Tabelle 4*  
**Modest/Cumby-Tests für unterschiedliche konvexe Strategien im Devisenmarkt<sup>a)</sup>**

Kriterium	£		DM		Yen		SFr.		FFr.	
	Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short	Long	Short
Momentum										
Lag 1	1.278 *	1.217 *	1.086 *	0.903 *	0.752 *	1.402 *	1.137 *	0.753 *	0.828 *	0.544 *
Lag 2	1.162 *	1.020 *	1.330 *	1.374 *	0.843 *	0.837 *	1.886 *	2.069 **	1.354 *	1.165 *
Lag 3	0.519 *	0.971 *	1.382 *	1.248 *	1.342 *	1.474 *	1.465 *	1.177 *	1.307 *	1.217 *
Lag 6	1.238 *	1.164 *	1.120 *	0.736 *	1.281 *	1.300 *	1.246 *	0.922 *	0.922 *	1.036 *
Lag 9	1.009 *	1.607 *	1.198 *	1.248 *	1.123 *	0.976 *	1.566 *	0.258 *	1.561 *	0.764 *
Lag 12	1.072 *	1.542 *	1.660 **	1.210 *	0.765 *	0.892 *	2.009 *	1.639 **	1.441 *	0.765 *
Lag 18	1.258 *	1.178 *	1.176 *	0.937 *	0.560 *	0.003 *	1.118 *	0.953 *	1.263 *	0.676 *
Lag 24	1.110 *	1.117 *	0.704 *	0.784 *	0.691 *	0.210 *	0.650 *	0.915 *	0.974 *	1.335 *
Mov.Average										
Lag 2	1.689 **	1.641 **	0.823 *	0.845 *	0.795 *	1.086 *	1.542 *	1.020 *	0.957 *	1.125 *
Lag 3	1.264 *	1.412 *	1.220 *	0.938 *	1.573 *	1.051 *	1.833 *	1.961 **	1.127 *	1.409 *
Lag 6	1.359 *	1.013 *	1.222 *	1.262 *	1.407 *	1.700 **	2.020 **	1.761 *	1.322 *	1.560 *
Lag 9	1.565 *	1.606 *	1.602 *	1.299 *	1.260 *	1.472 *	1.832 *	1.321 *	1.361 *	0.997 *
Lag 12	1.097 *	1.482 *	1.372 *	1.303 *	1.066 *	1.518 *	1.404 *	1.746 *	1.663 **	0.882 *
Lag 18	1.614 *	1.858 **	1.551 *	1.280 *	0.768 *	0.715 *	1.910 *	1.288 *	1.299 *	1.180 *
Lag 24	1.537 *	1.754 **	1.217 *	1.241 *	0.675 *	0.566 *	1.190 *	1.248 *	1.543 *	1.020 *
Exponent.										
Glättung										
Lag 6	1.350 *	1.335 *	1.147 *	1.742 **	1.423 *	1.614 *	1.720 *	1.787 *	1.489 *	1.516 *
Lag 9	1.447 *	1.606 *	1.430 *	1.637 **	1.113 *	1.462 *	1.599 *	1.417 *	1.389 *	1.290 *
Lag 12	1.221 *	1.933 **	1.639 *	1.056 *	0.433 *	1.096 *	1.622 *	1.457 *	1.623 **	1.347 *
Lag 18	1.555 *	1.858 **	1.447 *	1.340 *	0.861 *	1.008 *	1.634 *	1.338 *	1.418 *	1.261 *
Lag 24	1.437 *	1.631 *	1.157 *	0.965 *	0.804 *	1.029 *	1.219 *	1.074 *	1.148 *	1.133 *

Erläuterungen:

\*  $H_0$ : Der Parameter ist nicht von 0 verschieden, kann auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden.

\*\*  $H_0$ : Der Parameter ist nicht von 0 verschieden, kann auf dem 1% Signifikanzniveau verworfen werden.

Die Tabelleneintragen entsprechen 100\*b. Dabei ergibt sich der Parameter b aus der Regression:  $r_t = a + b I_t + v_t$  mit  $I_t=0$  wenn die Vorhersage für t nichts tun und  $I_t=1$  wenn die Vorhersage für t long respektive short gehen lautet.

e) Für die Definition der Entscheidungskriterien vgl. den Text. Der Lag-Parameter entspricht dem Parameter n im Text. Allen Berechnungen liegen monatliche Transaktionskosten von 0,25% zugrunde.

Zusammengefaßt kann somit, mit Ausnahme der Long-Vorhersagen im Falle des Yens, für alle konvexen Strategien in allen Währungen über den Zeitraum 1977 bis 1988 die Nullhypothese keiner Vorhersagekraft auf hohem Signifikanzniveau verworfen werden. Der Zusammenhang zwischen richtigen Vorhersagen und der Höhe der anschließend realisierten Devisenrenditen ist jedoch nur für einzelne Strategien signifikant.

#### IV. Ökonomischer Wert von konvexen Devisenmarktstrategien

In diesem Abschnitt soll geklärt werden, welcher ökonomische Wert der Vorhersagekraft der vorgeschlagenen Strategien zukommt. Nach *Merton* (1981) läßt sich dieser Wert mit Hilfe der Optionspreistheorie bestimmen. Dabei wird von der Überlegung ausgegangen, daß eine Option dem Erwerber das risikolose Nutzen künftiger Kursbewegungen erlaubt. Genau dies würde aber auch durch ausnahmslos richtige Kursvorhersagen (perfektes Market-Timing) erreicht. Aus diesem Grund ist der ökonomische Wert vollständiger Vorhersagekraft durch den Optionspreis gegeben. Bei partieller Vorhersagekraft bestimmt sich der Wert als Bruchteil des Optionspreises, wobei der Bruchteil genau dem Merton-Score minus eins entspricht.

Da im Devisenmarkt sowohl Long- als auch Short-Positionen möglich sind, kann aufgrund richtiger Vorhersagen an steigenden und an fallenden Kursen verdient werden. Entsprechend ist davon auszugehen, daß sich der ökonomische Wert der Vorhersagekraft im Devisenmarkt aus dem Wert einer Call- und einer Put-Option zusammensetzt.

Um den Wert der Vorhersagekraft konkret zu ermitteln, wurden von uns einmonatige Devisenoptionen bewertet, deren Ausübungspreis dem um Transaktionskosten angepaßten Terminkurs entspricht<sup>28</sup>. Die Werte für Call- und Put-Optionen<sup>29</sup> wie auch der ökonomische Wert der einzelnen Strategien finden sich in *Tabelle 5*. Es wird deutlich, daß konvexe Devisenmarktstrategien einen Wert haben, der ausgedrückt als jährliche Zusatzverzinsung in der Regel 6 % übersteigt. Ausnahmen bilden der japanische Yen und der Schweizer Franken. Während sich beim Yen auf Grund der schlechten Vorhersagekraft besonders niedrige Werte ergeben, weist der Schweizer Franken, wegen des überdurchschnittlichen Wertes von SFr.-Optionen<sup>30</sup>, einen deutlich erhöhten Wert der Strategien auf.

<sup>28</sup> Vgl. für die Bestimmung des Ausübungspreises Anhang 3.

<sup>29</sup> Vgl. für die Bewertung von Devisenoptionen z.B. *Hull* (1989, 139ff.). Streng genommen verletzen die beobachteten Trends die Prozeßannahme eines Random Walks des verwendeten *Black/Scholes* Modells. Die angegebenen Optionspreise würden somit von Anlegern bezahlt, die – in Unkenntnis der Trends – selbst über keine Vorhersagekraft verfügen.

Tabelle 5

**Ökonomischer Wert für unterschiedliche konvexe Strategien  
im Devisenmarkt in % des Anlagebetrages<sup>a)</sup>**

	£		DM		Yen		SFr.		FFr.	
	p.m.	p.a.	p.m.	p.a.	p.m.	p.a.	p.m.	p.a.	p.m.	p.a.
Call-Wert	1.23	14.76	1.27	15.26	1.37	16.40	1.55	18.57	1.23	14.76
Put-Wert	1.23	14.72	1.27	15.22	1.36	16.36	1.54	18.52	1.23	14.72
Kriterium										
Momentum										
Lag 1	0.58	6.95	0.52	6.21	0.29	3.53	0.60	7.24	0.55	6.57
Lag 2	0.59	7.14	0.67	8.00	0.15	1.78	0.94	11.30	0.83	9.91
Lag 3	0.39	4.64	0.63	7.58	0.41	4.93	0.64	7.66	0.72	8.58
Lag 6	0.57	6.83	0.40	4.85	0.42	5.09	0.70	8.46	0.53	6.37
Lag 9	0.61	7.35	0.55	6.62	0.25	3.04	0.70	8.36	0.51	6.14
Lag 12	0.69	8.31	0.69	8.28	0.30	3.55	0.99	11.84	0.51	6.10
Lag 18	0.70	8.40	0.55	6.59	0.23	2.73	0.67	8.04	0.41	4.88
Lag 24	0.68	8.14	0.37	4.43	0.19	2.34	0.40	4.84	0.44	5.34
Moving Average										
Lag 2	0.77	9.23	0.58	6.91	0.21	2.53	0.70	8.39	0.81	9.72
Lag 3	0.64	7.67	0.68	8.16	0.36	4.34	0.94	11.24	0.82	9.85
Lag 6	0.55	6.64	0.54	6.53	0.48	5.74	0.93	11.16	0.69	8.26
Lag 9	0.72	8.67	0.58	7.01	0.37	4.47	0.84	10.06	0.55	6.65
Lag 12	0.65	7.75	0.57	6.83	0.35	4.17	0.87	10.40	0.56	6.66
Lag 18	0.80	9.59	0.63	7.61	0.17	2.04	0.93	11.18	0.53	6.39
Lag 24	0.82	9.84	0.58	7.01	0.24	2.83	0.69	8.27	0.54	6.52
Exponent. Glättung										
Lag 6	0.69	8.25	0.50	6.01	0.47	5.60	0.90	10.80	0.78	9.33
Lag 9	0.73	8.72	0.57	6.84	0.41	4.88	0.78	9.39	0.63	7.52
Lag 12	0.74	8.84	0.64	7.66	0.34	4.03	0.88	10.57	0.62	7.49
Lag 18	0.78	9.38	0.63	7.57	0.31	3.69	0.86	10.37	0.57	6.83
Lag 24	0.77	9.29	0.52	6.19	0.35	4.16	0.71	8.47	0.48	5.80

Erläuterungen:

## 1. Berechnung der Put und Call-Werte:

Bei den Put und Call-Werten handelt es sich um einmonatige europäische Optionen. Der Ausübungspreis entspricht  $f+tc$  für einen Call und  $f-tc$  für einen Put, wobei  $f$  der Terminkurs und  $tc$  die Transaktionskosten (0.25% monatlich) sind. Die angeführten Werte wurden mittels Black/Scholes unter Verwendung der durchschnittlichen monatlichen Volatilität der Devisenkurse und der durchschnittlichen einmonatigen Terminprämie der einzelnen Devisen über den Zeitraum 1977-1988 berechnet. Für den inländischen risikolosen Einmonatszinssatz wurde der Mittelwert der (stetigen) Rendite auf US-Treasury Bills über den Zeitraum 1977-1988 von 8.24% p.a., gemäss Ibbotson (1989), verwendet.

## 2. Berechnung des ökonomischen Wertes für die einzelnen Strategien:

Wert =  $(MS_{\text{long}} - 1) \cdot \text{Call-Wert} + (MS_{\text{short}} - 1) \cdot \text{Put-Wert}$ , wobei  $MS$  die Merton-Scores von long und short Teilregel gemäss Tabelle 2 sind.

<sup>a)</sup> Für die Definition der Entscheidungskriterien vgl. den Text. Der Lag-Parameter entspricht dem Parameter  $n$  im Text.

Ergänzend zu den Optionswerten finden sich in *Tabelle 6* die bei Strategiebefolgung sich ergebenden Verteilungseigenschaften der Devisenrenditen für die Zeit von 1977 bis 1988. Neben dem Erwartungswert wurden die Varianz und die Schiefe bestimmt. Dabei beschränkten wir uns zur Verein-

<sup>30</sup> Der überdurchschnittliche Wert beruht vorwiegend auf der ausgeprägt hohen Zinsdifferenz zwischen SFr. und US\$.

fachung darauf, jede Strategie für nur einen ausgewählten Parameter  $n$  zu simulieren. Die Erwartungswerte der Trading Rules stimmen weitgehend mit dem, durch die Optionsbewertung ermittelten, ökonomischen Wert p.m. der Tabelle 5 überein. Die Simulation der Strategien über den Zeitraum 1977 bis 1988 bestätigt mithin die mit der Optionsbewertung ermittelte Zusatzverzinsung. Darüber hinaus zeigt ein Vergleich der ersten drei Momente der Trading Strategien mit jenen der Buy & Hold Alternative, daß

- die Erwartungswerte der Trading Strategien deutlich höher und in der Regel signifikant von Null verschieden sind.
- die Varianzen der Trading Strategien stets etwas geringer sind
- Trading Strategien zu linksschiefen Verteilungen führen.

Die bei den Trading Strategien beobachtbaren erhöhten Erwartungswerte und linksschiefen Verteilungen, spiegeln gleichermaßen die erhöhte Wahrscheinlichkeit für einen Gewinn wider und entsprechen der Modifikation der Verteilungen durch Optionen im Sinne von Merton (1981).

In der Literatur finden sich im Zusammenhang mit dynamischen Strategien immer wieder Konzepte, welche die Entscheidungsinformation nur schrittweise zur Anpassung der Position verwenden<sup>31</sup>. Im folgenden soll daher noch der Frage nachgegangen werden, ob ein solches Verhalten den ökonomischen Wert erhöht. In Anlehnung an Kritzman (1989) gehen wir von einer der Höhe nach schwankenden Position aus, die monatlich wie folgt angepaßt wird:

$$\text{Positionshöhe des Monats in \% der Maximalposition} = \frac{\text{Positionshöhe des Vormonats}}{\text{Vormonats}} + \frac{\text{Devisenrendite des Vormonats}}{\text{Vormonats}} \times \text{Multiplikator}$$

Die Anpassung der Position unterbleibt allerdings, wenn die Position dadurch einen Höchstwert überschreiten würde. Diesen Höchstwert definieren wir als einen beliebigen Bruchteil der maximal möglichen Position, die ihrerseits von der jeweiligen Vermögenshöhe abhängt<sup>32</sup>. Die Beschränkung auf einen unter 100 % liegenden Höchstwert dämpft mithin die Auswirkungen der jeweiligen Position auf das Gesamtvermögen. Eine dämpfende Wirkung geht ebenfalls von einem niedrig gewählten Multiplikator im Rahmen der monatlichen Anpassung aus, weil er neben dem Höchstwert die durchschnittliche Höhe der schwankenden Position beeinflußt.

<sup>31</sup> Vgl. z. B. Perrold/Sharpe (1988).

<sup>32</sup> Das Verhältnis von maximal möglicher Position zu Vermögenshöhe wird durch die notwendige Kreditbesicherung der Terminpositionen bestimmt.

Tabelle 6  
Verteilungseigenschaften der monatlichen Überschussrenditen für alternative Strategien im Devisenmarkt für den Zeitraum 1977 - 1988<sup>a)</sup>

	£			DM			Yen			SFR.			FFr.		
	μ	σ	S	μ	σ	S	μ	σ	S	μ	σ	S	μ	σ	S
Buy & Hold	0.18%	3.48%	0.33	-0.14%	3.53%	0.09	0.24%	3.80%	0.16	-0.17%	4.25%	-0.13	0.06%	3.44%	-0.06
Momentum 2	0.55%	3.34%	-0.65	0.67%	3.37%	-0.15	0.43%	3.69%	-0.28	0.99%	4.12%	-0.71	0.63%	3.31%	-0.47
Mov.Aver. 3	0.67%	3.30%	-0.67	0.54%	3.46%	-0.25	0.67%	3.65%	-0.28	0.95%	4.15%	-0.74	0.63%	3.36%	-0.50
Exp.Glatt. 6	0.68%	3.37%	-0.82	0.70%	3.37%	-0.10	0.77%	3.70%	-0.38	0.88%	4.17%	-0.68	0.73%	3.27%	-0.33
Partielle Umsetzung															
Strategie 1	0.32%	1.45%	-1.07	0.26%	1.39%	-0.41	0.24%	1.52%	-0.42	0.36%	1.77%	-0.93	0.26%	1.36%	-0.55
Strategie 2	0.50%	2.82%	-1.28	0.33%	2.65%	-0.64	0.36%	3.01%	-0.61	0.56%	3.34%	-1.07	0.33%	2.70%	-0.62
Strategie 3	0.60%	2.89%	-0.89	0.51%	2.79%	-0.44	0.58%	3.11%	-0.46	0.73%	3.59%	-0.86	0.52%	2.82%	-0.48

Erläuterungen:

- \*  $H_0$ : Die durchschnittliche Überschussrendite ist nicht von 0 verschieden, kann auf dem 5% Signifikanzniveau verworfen werden.
- μ arithmetisches Mittel der stetigen monatlichen Renditen
- σ Standardabweichung der stetigen monatlichen Renditen
- S Pearson-Schiefe der stetigen monatlichen Renditen
- Buy & Hold entspricht einer Akkumulation der Devisenrenditen über den gesamten Beobachtungszeitraum durch Long-Geschäfte.
- Momentum 2, Moving Average 3 und Exponentielle Glättung 6 entspricht einer 100% Position gemäss den jeweiligen Strategievorhersagen.
- Die Strategien mit partieller Umsetzung beruhen auf dem Momentum 1 und werden für folgende Parameter wie im Text beschrieben simuliert:  

Strategie	Multiplikator	Max. Position
1	5	50%
2	5	100%
3	15	100%
- a) Für die Definition der Entscheidungskriterien vgl. den Text. Der Lag-Parameter entspricht dem Parameter n im Text. Allen Berechnungen liegen monatliche Transaktionskosten von 0.25% zugrunde.

Für drei unterschiedliche Konstellationen von Höchstwert und Multiplikator haben wir die partielle Strategieumsetzung simuliert. Die Ergebnisse finden sich in *Tabelle 6* und zeigen, daß Positionen mit schwankender Höhe und schrittweiser Anpassung im Vergleich zu den vorgängig betrachteten Trading Strategien

- einen niedrigeren Erwartungswert,
- eine geringere Varianz und
- eine größere Linksschiefe aufweisen.

Dabei fällt auf, daß der Erwartungswert um so niedriger ist, je stärker sich die Varianz der Erträge (Risiko) verringert hat. Das Ergebnis spiegelt mithin den bekannten Trade-off zwischen Ertrag und Risiko wider. Wie ein Ertragsrückgang vor dem Hintergrund eines verringerten Risikos zu beurteilen ist, kann jedoch objektiv nicht entschieden werden und hängt von der individuellen Risikoaversion des Beurteilenden ab. Aus diesem Grund kann die Frage nach der optimalen Strategieumsetzung nicht allgemein beantwortet werden, sondern muß für jeden Anleger je nach Risikoaversion unterschiedlich entschieden werden<sup>33</sup>. Nur in dem von uns betrachteten einfachen Fall eines risikoneutralen Anlegers, läßt sich sagen, daß es optimal ist, die untersuchten Strategien nicht nur partiell, sondern mit maximalen Positionen umzusetzen.

Zusammengefaßt konnten wir in diesem Abschnitt zeigen, daß sowohl bei der Bewertung als Option als auch bei der Simulation die Vorhersagekraft konvexer Devisenmarktstrategien einen ökonomischen Wert besitzt, der ausgedrückt als jährliche Zusatzverzinsung in der Regel 6% übersteigt. Während risikoneutrale Anleger den untersuchten Strategien optimalerweise in einem möglichst großen und nur durch ihr Vermögen begrenzten Umfang folgen, ist die optimale Strategieumsetzung der anderen Anleger durch die individuelle Risikoaversion bestimmt und partiell.

## V. Zusammenfassung der Ergebnisse

Wir untersuchten anhand der von uns als Devisenrendite definierten Abweichung von der Terminparität, ob sich mit Hilfe in der Praxis weit verbreiteter Verfahren der „technischen Analyse“ die Richtung der künftigen Abweichungen vorhersagen läßt. Hierzu prüften wir zuerst, ob die Devisenrenditen überhaupt vorhersehbar sind und nicht zufällig verlaufen. In den

<sup>33</sup> Vgl. hierzu Pfeifer (1985). Wir haben auf eine eingehendere Analyse verzichtet, um nicht Annahmen über die Nutzenfunktion der Anleger treffen zu müssen.

von uns durchgeführten Runs- und Varianztests wird die Hypothese eines zufälligen Verlaufs verworfen. Auf Grund der Ergebnisse war von einer autokorrelierten und durch Trends gekennzeichneten Entwicklung der Devisenrenditen auszugehen. Im folgenden zeigten wir, daß unter diesen Umständen ein konvexes Anlageverhalten vorteilhaft ist und die in der „technischen Analyse“ verbreiteten Trading Rules als konvex charakterisiert werden können. Wir formulierten die Entscheidungskriterien für stetige Renditen, berücksichtigten den Einfluß von Transaktionskosten auf die Entscheidungsregel und überprüften hierauf aufbauend die Vorhersagekraft der Regeln mit einem modifizierten *Henriksson/Merton* Test. Dabei konnte, mit Ausnahme des Yens, für alle Währungen mit sämtlichen Strategien über den Zeitraum 1977 bis 1988 die Nullhypothese keiner Vorhersagekraft auf hohem Signifikanzniveau verworfen werden. Eine mit der Höhe der realisierten Devisenrendite steigende Vorhersagekraft, konnte jedoch auf Grund der Ergebnisse des *Cumby/Modest*-Tests nur für einzelne Strategien bestätigt werden.

Im letzten Abschnitt ermittelten wir den ökonomischen Wert der Vorsagekraft konvexer Devisenmarktstrategien. Sowohl bei der Bewertung als Option als auch bei der Simulation über den Untersuchungszeitraum ergab sich ein Wert, der ausgedrückt als jährliche Zusatzverzinsung in der Regel 6% übersteigt. Bezogen auf den einzelnen Anleger, konnte gezeigt werden, daß die optimale Strategieumsetzung von der individuellen Risikoaversion abhängt.

## Anhang 1

### *Herleitung des in Renditen formulierten Entscheidungskriteriums für den Moving Average*

Ausgehend vom für logarithmierte Werte formulierten Entscheidungskriterium des Moving Average

$$[3.a] \quad k_t - ma^n_t = k_t - 1/(n+1) (k_t + k_{t-1} + \dots + k_{t-n})$$

ergibt sich folgende Gleichung, wenn die jeweiligen Kurse im Kursdurchschnitt additiv aus dem ältesten Kurs (Basis)  $k_{t-n}$  und den folgenden Renditen zusammengesetzt werden:

$$[3.b] \quad k_t - ma^n_t = k_t - 1/(n+1) (k_{t-n} + \sum_{i=1}^n r_{t-i} + k_{t-n} + \sum_{i=2}^n r_{t-i} + \dots + k_{t-n})$$

Ausklammern des ältesten Kurses im Kursdurchschnitt führt zum Momentum ( $k_t - k_{t-n}$ ) abzüglich einer gewichteten Summe von Renditen als Entscheidungskriterium.

[3.c]

$$k_t - ma^n_t = k_t - k_{t-n} - 1/(n+1) r_{t-1} - 2/(n+1) r_{t-2} - \dots - n/(n+1) r_{t-n}$$

Da das Momentum seinerseits nach [2.c] als ungewichtete Summe von Renditen aufgefaßt werden kann, erhält man durch Einsetzen und Zusammenfassen wieder eine Summe von Renditen.

[3.d]

$$k_t - ma^n_t = n/(n+1) r_{t-1} + (n-1)/(n+1) r_{t-2} + \dots + 1/(n+1) r_{t-n}$$

bzw.

[3.e]

$$k_t - ma^n_t = \sum_{i=1}^n (n+1-i)/(n+1) r_{t-i}$$

Bei dem sich ergebenden Gewichtungsschema nimmt das Gewicht einer Rendite mit ihrem zunehmenden Alter ab. Durch Standardisierung mit dem durchschnittlichen Gewicht einer Rendite kann die Summe der Renditen in den für die Entscheidungsregel notwendigen Mittelwert transformiert werden.

[3]

$$r^*_t = (2/n) \sum_{i=1}^n (n+1-i)/(n+1) r_{t-i}$$

## Anhang 2

### *Herleitung des in Renditen formulierten Entscheidungskriteriums für die exponentielle Glättung*

Bei der exponentiellen Glättung ergibt sich das in Renditen formulierte Entscheidungskriterium unmittelbar aus der Subtraktion der geglätteten Kurse.

[4.a]

$$k^*_{t+1} = \alpha k_t + (1-\alpha) k^*_t$$

[4.b]

$$k^*_t = \alpha k_{t-1} + (1-\alpha) k^*_{t-1}$$

Aus [4.a] minus [4.b] folgt, wenn  $r_{t-1} = k_t - k_{t-1}$   
bzw.  $r^*_{t-1} = k^*_t - k^*_{t-1}$

[4]

$$r^*_t = \alpha r_{t-1} + (1-\alpha) r^*_{t-1}$$

### Anhang 3

#### *Bestimmung des Ausübungspreises der Devisenoptionen*

	Long/Call	Short/Put
Gewinnbedingung der Strategie mit [1.]	$r_t > tc$	$r_t < -tc$
bzw.	$k_{t+1} - f_t > tc$	$k_{t+1} - f_t < -tc$
Gewinnbedingung der Option	$k_{t+1} > f_t + tc$	$k_{t+1} < f_t - tc$
weshalb	$x_t = f_t + tc$	$x_t = f_t - tc$

### Literaturverzeichnis

Büning, H. und G. Trenkler (1978): „Nichtparametrische statistische Methoden“, New York: Walter de Gruyter. – Cumby, R. E. und D. M. Modest (1987): „Testing for Market Timing Ability: A Framework for Forecast Evaluation“, *Journal of Financial Economics*, 19, S. 169 - 189. – Cumby, R. E. und M. Obstfeld (1984): „International interest rate and price level linkages under flexible exchange rates“, in: J. F. O. Bilson und R. C. Marston (Hrsg.): „Exchange rate theory and practice“, Chicago: University of Chicago Press. – Euromoney (1989): „Exchange Rate Forecasting Services“, August, S. 108 - 112. – Frankel, J. und K. Froot (1986): „Interpreting Tests of Forward Exchange Rate Expectations“, NBER Working Paper # 1963, Cambridge. – Frankel, J. und K. Froot (1987a): „Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations“, *American Economic Review*, 77, S. 133 - 153. – Frankel, J. und K. Froot (1987b): „Short-Term and Long-Term expectations of the Yen/Dollar rate: Evidence from survey data“, NBER Working Paper # 2216, Cambridge. – Gaab, W., M. J. Granziol und M. Horner (1986): „On some International Parity Conditions, An Empirical Investigation“, *European Economic Review*, 30, S. 683 - 713. – Group of Thirty, Hrsg. (1985): „The Foreign Exchange Market in the 1980's“, New York: Group of Thirty. – Henriksson, R. D. und R. Merton (1981): „On Market Timing and Investment Performance. II Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills“, *Journal of Business*, 54, 4, S. 513 - 533. – Hsieh, D. (1983): „A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator for time series regressions“, *Journal of Econometrics*, 26, S. 281 - 290. – Hochstädter, D. (1989): „Einführung in die statistische Methodenlehre“, 6. Auflage, Frankfurt a.M.: Harri Deutsch. – Hull, J. (1989): „Options, Futures and other Derivative Securities“, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. – Ibbotson Assoc. (1989): „Stocks, Bonds, Bills, and Inflation 1989 Yearbook“, Chicago, Illinois: Ibbotson Associates. – Kaufmann, P. J. (1987): „Commodity Trading Systems and Methods“, New York: John Wiley and Sons. – König, P. und J. Möller (1989): „Exchange Rates, Forward Rates and Interest Differentials“ Geld und Währung (Monetary Affairs), 2/3, S. 5 - 29. – Kritzman, M. (1989): „Serial dependence in currency returns: Investment implications“, *Journal of Portfolio Management*, Fall 1989, S. 96 - 102. – Lo, A. und A. MacKinlay (1988): „Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test.“, *Review of Financial Studies*, 1, 1, S. 41 - 66. – Lo, A. und A. MacKinlay (1989): „The Size and Power of the

Variance Ratio Test in Finite Samples. A Monte Carlo Investigation“, *Journal of Economics*, 4, S. 203 - 238. – *Mark*, N. C. (1988): „Time-Varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts“, *Journal of Financial Economics*, 22, S. 335 - 354. – *MacDonald*, R. (1988): „Floating Exchange Rates: Theories and Evidence“, London: Unwin Hyman. – *Merton*, R. (1981): „On Market Timing and Investment Performance. I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts“, *Journal of Business*, 54, 3, S. 363 - 406. – *Perold*, A. und W. F. *Sharpe* (1988): „Dynamic Strategies for Asset Allocation“, *Financial Analysts Journal*, Jan./Feb., S. 16 - 27. – *Pfeifer*, P. E. (1985): „Market Timing and Risk Reduction“, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 4, S. 451 - 459. – *Siebert*, A. (1989): „The Risk Premium in the Foreign Exchange Market“, *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, 1, S. 49 - 65. – *White*, H. (1980): „A heteroskedasticity-consistent covariance estimator and a direct test for heteroskedasticity“, *Econometrica*, 48, S. 817 - 835.

## Zusammenfassung

### Konvexe Strategien im Devisenmarkt: Vorhersagekraft und ökonomischer Wert

Gegenstand der vorliegenden empirischen Untersuchung bildet die Vorhersehbarkeit der als Devisenrenditen definierten Abweichungen von der Terminparität für fünf Wechselkurse über den Zeitraum 1977 bis 1988. Ausgehend von der Frage, ob die Abweichungen vorhersehbar und nicht zufällig sind, werden die Devisenrenditen auf Regelmäßigkeiten untersucht. Im folgenden wird gezeigt, daß bei Vorliegen positiv autokorrelierter Devisenrenditen ein konvexes Anlageverhalten vorteilhaft ist, und die in der „technischen Analyse“ verbreiteten Trading-Rules als konvex charakterisiert werden können. Die Vorhersagekraft der untersuchten Strategien wird sowohl mit dem Test von *Henriksson/Merton* als auch mit dem von *Cumby/Modest* untersucht. Hierauf aufbauend wird der ökonomische Wert der Vorhersagekraft mit Hilfe der Optionspreistheorie ermittelt. Durch Simulationen über den Zeitraum 1977 bis 1988 werden die Ergebnisse bestätigt. Wie abschließend gezeigt wird, hängt die optimale Strategieumsetzung für den einzelnen Anleger jedoch nicht nur von der Qualität der Vorhersagen, sondern auch von der individuellen Risikoaversion ab.

## Summary

### Convex Strategies on the Exchange Market: Forecasting Ability and Economic Value

The subject of this empirical study is the predictability of deviations, defined as yield on foreign exchange transactions, from the forward rate parity for five rates of exchange in the period 1977/88. Starting from the question whether such deviations are predictable and not random in character, this paper analyzes the yield on foreign exchange transactions for regularity. The following shows that, where foreign exchange transaction yields auto-correlate in a positive sense, a convex investment behaviour is advantageous and that the Trading Rules set out in the “technical analysis” may be referred to as convex in nature. The forecasting value of the strategies

examined has been analyzed on the basis of both the *Henriksson/Merton* and the *Cumby/Modest* tests. On this basis, the economics element involved in the forecasting value is ascertained with the help of the options price theory. Simulation runs covering the period 1977/1988 have confirmed the results obtained. It is subsequently shown that optimal strategy implementation by investors depends not only on the quality of the forecasts made, but also on individual risk aversion.

## Résumé

### Stratégies convexes sur le marché des devises: Pouvoir de prévision et valeur économique

Cet examen empirique analyse pour cinq cours de change la prévisibilité des écarts de la parité à terme, définis comme rendements des devises, pour la période s'étendant de 1977 à 1988. Partant de la question de savoir si les écarts sont prévisibles et non fortuits, les auteurs examinent la régularité des rendements des devises. Ils montrent que, lorsque les rendements des devises sont auto-corrélés de façon positive, un comportement de placement convexe est avantageux et les trading-rules, répandus dans l'«analyse technique» peuvent être caractérisés comme convexes. Le pouvoir de prévision des stratégies considérées ici est analysé aussi bien avec le test de *Henriksson/Merton* qu'avec celui de *Cumby/Modest*. Ensuite, la valeur économique du pouvoir de prévision est déterminée à l'aide de la théorie des prix d'option. Les résultats sont confirmés par des simulations pour la période s'étendant de 1977 à 1988. Les auteurs montrent finalement que les placeurs individuels ne réalisent pas la stratégie optimale uniquement d'après la qualité des prévisions, mais aussi selon leur aversion individuelle pour le risque.