

Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität

Ein Kalman-Filter Ansatz für den DM/Dollar- und den SFr/Dollar-Wechselkurs

Von Peter König* und Joachim Möller*, Konstanz

I. Einleitung

Die Gedeckte und die Ungedeckte Zinsparität zählen zu den zentralen Bausteinen der monetären Außenwirtschaftstheorie. Beide Theoreme besagen, daß bei vollkommenen Kapitalmärkten aufgrund der durch Arbitrage induzierten Kapitalströme im Gleichgewicht keine Bewertungsunterschiede zwischen einer in inländischen und einer in ausländischen Finanztiteln angelegten Währungseinheit bestehen. Während im Falle der Gedeckten Zinsparität die Unsicherheit über die zukünftige Wechselkursentwicklung durch ein entsprechendes Devisen-Termingeschäft abgesichert wird, gehen im Falle der Ungedeckten Zinsparität die Erwartungen der Kapitalanleger über die Wechselkursentwicklung zusammen mit den entsprechenden Risikoüberlegungen in die Bestimmung des Arbitrage-Gleichgewichts ein.

Die im Rahmen der Gedeckten Zinsparität hergeleitete Übereinstimmung zwischen Swapsatz und Zinsdifferenz zwischen in- und ausländischen Finanztiteln konnte in empirischen Untersuchungen im wesentlichen bestätigt werden [vgl. z.B. König und Möller (1989)]. Aus entsprechenden Untersuchungen der Ungedeckten Zinsparität lassen sich hingegen keine eindeutigen Aussagen bezüglich der empirischen Gültigkeit dieses Theorems treffen [vgl. z.B. Gaab, Granziol und Horner (1986)]. Bei der Begründung für empirisch gefundene systematische Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität – sogenannte spreads in der gleichgewichtigen Bewertung der Finanztitel – werden in der Literatur im wesentlichen zwei Aspekte angesprochen: die unzureichende Modellierung der Erwartungsbildung über die zukünftige Entwicklung des Wechselkurses sowie die Existenz von Risikoprämien für offene Devisenpositionen.

* Wir danken Marc Nerlove, Peter Pauly und den Teilnehmern des Forschungsseminars im SFB 178 ‚Internationalisierung der Wirtschaft‘ für Vorschläge und hilfreiche Kommentare.

Bezüglich des ersten Punktes tritt in der Regel das Problem auf, daß Wechselkurserwartungen nicht direkt beobachtet werden können, was für eine Operationalisierung der Ungedeckten Zinsparität die Einführung spezifischer Hypothesen über die Erwartungsbildung notwendig macht. Diese Vorgehensweise, wie sie insbesondere von *Frankel* und *Froot* (1986), (1987a) und (1987b) diskutiert wurde, kann dann bei nicht adäquater Konstruktion der unbeobachteten Erwartungsvariablen dazu führen, daß sich in der empirischen Überprüfung systematische Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität ergeben.

Das zweite Argument für die Existenz von spreads wird aus dem möglichen Vorhandensein von Risikoüberlegungen in der Arbitrage der Finanztitel hergeleitet. Modelle, die Risikoprämien in theoretischem wie empirischen Kontext diskutieren, wurden sowohl in einem Finanzmarkansatz beispielsweise von *Frankel* (1979), (1982a), (1982b), (1987) als auch in Modellen der intertemporalen Bewertung von Finanztiteln von *Lucas* (1978), (1982), *Hansen* und *Hodrick* (1983), *Hodrick* und *Srivastava* (1984), (1987) sowie von *Fama* (1984) dargestellt. Im wesentlichen kann aus diesen Modellen gefolgert werden, daß neben der direkten Bewertung der Finanztitel über ihre (erwarteten) Renditen indirekte Einflüsse über die Kovarianzen zwischen der Wechselkursänderung und der Änderung von Fundamentaldaten in die Bestimmung des Arbitrage-Gleichgewichts eingehen.

Dieser Artikel hat zum Ziel, ohne direkte Festlegung auf allzu spezifische theoretische Erklärungsansätze Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität empirisch auf ihre Systematik und ihre Bestimmungsgründe hin zu untersuchen. Dabei ist der Artikel wie folgt aufgebaut: In Abschnitt II wird ein einfaches Modell zur Bestimmung des Devisen-Kassakurses in einem internationalen Zinsarbitrage-Gleichgewicht präsentiert, welches die genannten Ansätze zur Erklärung von Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität miteinander kombiniert. Dabei finden verschiedene Hypothesen über die Bildung von Wechselkurserwartungen Berücksichtigung. Der spread, welcher sowohl Verzerrungen in diesen Erwartungsbildungshypothesen als auch Risikoprämien auffängt, wird in Form einer stochastischen Schocks ausgesetzten (unbeobachteten) Zustandsvariable eingeführt.

In Abschnitt III werden empirische Ergebnisse verschiedener Modellvarianten für den DM/Dollar- und den SFr/Dollar-Kurs für die Zeit von 1974,1 bis 1987,2 präsentiert. Das dabei verwendete auf dem *Kalman*-Filter basierende Schätzverfahren wird im Anhang skizziert. Alle Schätzungen wurden für die alternativen Annahmen über die Erwartungsbildung durchgeführt und anschließend mit den entsprechenden Resultaten von Kleinstquadrat-Schätzungen kontrastiert.

In Abschnitt IV wird dann versucht, mögliche Determinanten des sich aus dem über das *Kalman*-Verfahren ergebenden zeitlichen Verlaufs der spread-Variablen für die beiden Wechselkurse zu identifizieren. Dabei wird insbesondere die Bedeutung einzelner politischer und auch ökonomischer Ereignisse für die jeweiligen Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität hervorgehoben.

Abschnitt V enthält abschließende Bemerkungen.

II. Wechselkursbestimmung, Erwartungsbildung und Risikoprämien

Die permanente (systematische) Abweichung vom Arbitrage-Gleichgewicht für eine einperiodige Devisenspekulation mit festverzinslichen in- und ausländischen Wertpapieren im Zeitpunkt t ist (in logarithmischer Schreibweise) gegeben als

$$(1) \quad sp_t = - (E_t e_{t+1} - e_t) + i_{t,t+1} - i_{t,t+1}^*,$$

wobei $i_{t,t+1}$ und $i_{t,t+1}^*$ der Logarithmus von eins plus den in Periode t für eine einperiodige Laufzeit gezahlten Zinssatz auf in- und ausländische Wertpapiere, e_t der Logarithmus des Devisenkurses zum Zeitpunkt t und $E_t e_{t+1}$ der Logarithmus des zum Zeitpunkt t für $t+1$ erwarteten Devisenkurses ist. Interpretiert man Gleichung (1) als Bestimmungsgleichung für den aktuellen Devisen-Kassakurs und löst sie dementsprechend auf, so erhält man unter zusätzlicher Berücksichtigung einer stochastischen Störgröße u_t

$$(2) \quad e_t = sp_t + E_t e_{t+1} - i_{t,t+1} + i_{t,t+1}^* + u_t$$

wobei

$$E_t u_{t+1} = 0, \quad \text{cov}(u_t, u_{t+1}) = 0.$$

Demnach wird der Wechselkurs (logarithmisch) von der Zinsdifferenz, seinem für die nächsten Periode erwarteten Wert, von einer systematischen bzw. permanenten Abweichung vom Arbitrage-Gleichgewicht sowie von einer unsystematischen Störgröße determiniert. Weiterhin wird nun unterstellt, daß die gegenwärtig verfügbare relevante Information über mögliche Determinanten der permanenten Abweichung in ihrem gegenwärtigen Wert enthalten sind. Unter der Annahme, daß die die spread-Variable verändernden „Neuigkeiten“ über die Zeit unabhängig zufallsverteilt sind, läßt sich der zeitliche Verlauf des spreads als random walk beschreiben:

$$(3) \quad sp_t = sp_{t-1} + v_t$$

mit

$$E_t v_{t+1} = 0 \quad \text{und} \quad \text{cov}(v_t, v_{t+1}) = 0 \quad \text{sowie} \quad \text{cov}(u_t, v_t) = 0.$$

Für die Bildung der Wechselkurserwartungen werden Modelle ausgewählt, welche nach den Ergebnissen von *Frankel und Froot (1987a)* am geeignetsten erscheinen.

Extrapolative Erwartungen (Modell A) mit

$$(4) \quad E_t e_{t+1} = g e_{t-1} + (1 - g) e_t$$

ergeben für $-1 < g < 0$ sogenannte bandwagon-Effekte und einen distributed lag-Prozeß für $0 < g < 1$.

Regressive Erwartungen (Modell B) mit Berücksichtigung langfristiger Gleichgewichtsüberlegungen [vgl. auch *Dornbusch (1976)*] können modelliert werden als

$$(5) \quad E_t e_{t+1} = h \bar{e}_t + (1 - h) e_t$$

mit $0 < h < 1$. Unterstellt man, daß sich die Erwartungen langfristig an der Kaufkraftparität orientieren, so erhält man

$$(6) \quad \bar{e}_t = e_0 + (p_t - p_0) - (p_t^* - p_0^*),$$

wobei p_t und p_t^* die Logarithmen des in- und ausländischen Preisniveaus bezeichnen.

Eine Kombination regressiver und extrapolativer Erwartungen (Modell C) führt zu einem Erwartungsbildungsprozeß der Form

$$(7) \quad E_t e_{t+1} = h \bar{e}_t + g e_{t-1} + (1 - g - h) e_t$$

mit $0 < h < 1$ und $0 < g < 1$.

Werden die Gleichungen über die Erwartungsbildung (7) bzw. (5) oder (4) und die Gleichung für die spread-Variable (3) in Gleichung (2) eingesetzt, so resultiert

$$(8) \quad e_t = \frac{1}{g+h} sp_t - \frac{1}{g+h} (i_{t,t+1} - i_{t,t+1}^*) + \frac{h}{g+h} \bar{e}_t + \frac{g}{g+h} \bar{e}_{t-1} + \frac{1}{g+h} u_t.$$

Für $g = 0$ ergibt sich aus Gleichung (8) das Modell mit ausschließlich regressiven, für $h = 0$ das Modell mit ausschließlich extrapolativen Erwar-

tungen. Weiterhin ist zu ersehen, daß Gleichung (8) überidentifiziert ist, was als Restriktion impliziert, daß die Koeffizienten des verzögerten Devisen-Kassakurses und des langfristigen Gleichgewichtskurses sich zu eins addieren.

Gleichung (8) stellt die reduzierte Form der Wechselkursgleichung dar, wie sie im folgenden Abschnitt zur empirischen Überprüfung herangezogen wird. Der die spread-Variable enthaltende Term in Gleichung (8) wird dabei im Rahmen des *Kalman*-Verfahrens als ein zeitvariables Absolutglied geschätzt (siehe Appendix). Das Modell besteht insgesamt aus der Meßgleichung (8) und der die Bewegung der Koeffizienten beschreibenden Zustandsgleichung (3).

Dabei unterscheiden sich die stochastischen Terme v_t in Gleichung (3) und u_t in Gleichung (2) dadurch, daß letzterer lediglich einen transitorischen Einfluß auf den aktuellen Wechselkurs beschreibt, während der erste von permanenter Natur ist. Gemäß dieser Art der Modellierung der Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität werden bestimmte stochastische Schocks nach ihrem Auftreten „vergessen“, andere jedoch „im Gedächtnis behalten“. Als Erklärungsansätze für die permanente Komponente können dabei sowohl das dauerhafte Auftreten von Fehlern bei der Modellierung der Erwartungsbildung als auch die Existenz signifikanter Risikoprämien herangezogen werden.

III. Empirische Ergebnisse

Die im empirischen Teil benutzten Daten wurden den „International Financial Statistics“ des Internationalen Währungsfonds entnommen. Der Schätzzeitraum war 1974,1 bis 1987,2. Das Modell wurde mit Quartalsendwerten für den DM/Dollar- und den SFr/Dollar-Kurs (Zeitreihe „ae“) geschätzt. Für die Zinssätze wurden diejenigen auf Staatsschuldtitel herangezogen (Zeitreihe „61“), für die Preisniveaus die jeweiligen Konsumentenpreisindizes (Zeitreihe „64“) eingesetzt.

Die empirischen Ergebnisse für die Schätzungen von Gleichung (8) in den verschiedenen Modellvarianten sind in Tabelle 1 für den DM/Dollar- und in Tabelle 2 für den SFr/Dollar-Kurs wiedergegeben. Hierbei werden jeweils die Resultate nach der gewöhnlichen Kleinstquadrat-Methode (also mit konstantem Absolutglied) denjenigen für das *Kalman*-Verfahren [also mit dem aufgrund von Gleichung (3) zeitvariablen Absolutglied] gegenübergestellt.

Für beide Wechselkurse ist die Kleinstquadrat-Schätzung für die Modellvariante mit ausschließlich regressiven Erwartungen (Modell B) den ande-

Tabelle 1

Schätzergebnisse für den DM/Dollar-Kurs (1974,1 – 1987,2)

	Abhängige Variable: e_t					
	Modell A		Modell B		Modell C	
	OLS (1)	Kalman (2)	OLS (3)	Kalman (4)	OLS (5)	Kalman (6)
Abs.Glied	0.011	z.v.	0.844	z.v.	-0.027	z.v.
s.e.	0.045	–	0.043	–	-0.046	–
$Q_{11} \times 100$	–	0.109	–	0.288	–	0.103
$i_{t,t+1} - i_{t,t+1}^*$	-3.636	-13.876	1.956#	-11.666	-7.353	-14.996
s.e.	1.502	3.405	0.307	3.811	2.209	4.387
$p_t - p_t^*$	–	–	-0.040#	0.868	0.196	0.783
s.e.	–	–	0.257	0.701	0.088	0.477
e_{t-1}	0.960	0.601#	–	–	0.975	0.583
s.e.	0.051	0.105	–	–	0.049	0.104
DW	1.590	1.734	0.148	1.182	1.604	1.876
Durbin's h	1.625	1.536	–	–	1.560	0.706
$\sigma_u^2 \times 100$	0.320	0.085	2.590	0.000	0.300	0.081
ln Likelih.	79.854	85.231	23.529	81.335	82.409	86.646
L-R-Test	10.754** $\sim \chi^2(1)$		115.612** $\sim \chi^2(1)$		8.474** $\sim \chi^2(1)$	

Erläuterungen:

- A : Extrapolative Erwartungen, B : regressive Erwartungen, C : kombinierte Hypothese
- OLS : Gewöhnliche Kleinstquadrate-Schätzung
- Kalman : Schätzung mit zeitvariablem Absolutglied
- s.e. : Standardfehler des geschätzten Koeffizienten
- Q_{11} : erstes Diagonalelement der Kovarianzmatrix der Zustandsgleichung
- σ_u^2 : Varianz der Meßgleichung
- L-R-Test : Likelihood-Ratio-Test für die Hypothese $Q_{11}=0$
- z.v.: der korrespondierende Koeffizient ist zeitvariabel
- # : nicht konsistent mit den theoretischen Modell
- Signifikanzniveaus ** : 1% , * : 5% , (*) : 10%.

ren Spezifikationen klar unterlegen. Schlechte Autokorrelationsstatistiken, deutlich höhere Standardfehler der Schätzung sowie den theoretischen Erwartungen widersprechende Vorzeichen der Koeffizienten weisen auf Spezifikationsfehler hin, so daß dieser Schätzansatz bei der weiteren Interpretation der Ergebnisse ausgeschlossen werden kann. Die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten in den übrigen Modellvarianten stehen hingegen im Einklang mit den theoretischen Erwartungen. Eine Diskrepanz zwischen theoretischem Modell und empirischen Ergebnissen zeigt sich nur bei der

Tabelle 2

Schätzergebnisse für den SFr/Dollar-Kurs (1974,1 – 1987,2)

	Modell A		Modell B		Modell C	
	OLS (1)	Kalman (2)	OLS (3)	Kalman (4)	OLS (5)	Kalman (6)
Abs.Glied	0.066	z.v.	0.714	z.v.	-0.076	z.v.
s.e.	0.053	–	0.073	–	-0.053	–
$Q_{11} \times 100$	–	0.329	–	0.373	–	0.246
$i_{t,t+1} - i_{t,t+1}^*$	-4.435	-15.109	2.309#	-15.265	-6.222	-17.042
s.e.	1.593	4.095	4.920	4.196	1.911	4.076
$p_t - p_t^*$	–	–	0.614	1.532	0.139	1.303
s.e.	–	–	0.215	0.749	0.085	0.650
e_{t-1}	1.002	0.329#	–	–	0.973	0.375
s.e.	0.053	0.125	–	–	0.055	0.119
DW	1.918	1.882	0.190	1.561	1.888	1.754
Durbin's h	0.327	1.097	–	–	0.450	1.863
$\sigma_u^2 \times 100$	0.410	0.019	2.790	0.000	0.390	0.052
ln Likelihood	73.505	74.760	21.517	74.336	74.909	76.772
L-R-Test		2.510		105.638**		3.726(*)
		$\sim \chi^2(1)$		$\sim \chi^2(1)$		$\sim \chi^2(1)$

Erläuterungen: Siehe Tabelle 1.

Kalman-Schätzung für Modell A, da der Koeffizient der verzögerten Endogenen vom theoretisch geforderten Wert eins signifikant abweicht.

Die Resultate der Kleinstquadrat-Schätzung für Modell A und C ergeben für beide betrachteten Wechselkurse jeweils ein statistisch nicht gegen Null gesichertes Absolutglied, einen hochsignifikanten Koeffizienten der Zinsdifferenz sowie einen Koeffizienten der verzögerten Endogenen, der nahe bei eins liegt und nicht signifikant von eins abweicht. Auch ein Effekt der relativen Preisentwicklung ist nachweisbar, obwohl der Koeffizient dieser Variablen für den SFr/Dollar-Kurs nur schwach signifikant ist.

Die Schätzungen mit dem auf der *Kalman*-Filterung beruhenden Verfahren führen zu Ergebnissen, die auf einen vergleichsweise stärkeren Einfluß von Zinsdifferenz und relativen Preisen auf die Wechselkursentwicklung hindeuten, da die entsprechenden Koeffizienten im Absolutbetrag größer und auch statistisch besser gesichert sind als in den korrespondierenden Kleinstquadrat-Schätzungen. Hingegen wird bei Anwendung des *Kalman*-Verfahrens ein deutlich geringerer Koeffizient der verzögerten Endogenen ermittelt.

Wegen der Unterschiede in den Schätzergebnissen ist die Frage von Bedeutung, welcher Modellvariante nach statistischen Kriterien der Vorzug zu geben ist. Da sich jeweils der Kleinstquadrat-Ansatz als Spezialfall der *Kalman*-Schätzung und die Modellversionen A und B sich als Spezialfälle von Modell C darstellen lassen, können bei der Modellauswahl „genestete“ Hypothesen formuliert werden, die durch entsprechende Likelihood-Ratio-Tests zu überprüfen sind.

Für den DM/Dollar-Kurs muß zunächst – wie aus Tabelle 1 ersichtlich – die Hypothese eines konstanten Absolutgliedes für alle Modellvarianten auf hohem Signifikanzniveau zurückgewiesen werden. Die Ergebnisse weisen somit auf die Existenz einer spread-Variablen hin. Weiterhin wird unabhängig von den Annahmen über die zeitliche Variabilität des Absolutgliedes die Variante B von den Varianten A und C dominiert. Die Auswahl zwischen A und C fällt letztlich zugunsten von C aus. Zwar ist ein zwischen beiden Modellvarianten diskriminierender Likelihood-Ratio-Test nur schwach signifikant, jedoch gebührt Variante C gegenüber Variante A auch deshalb der Vorzug, weil die Schätzung von A nicht vollständig mit den theoretischen Erwartungen konsistent ist.

Die Ergebnisse für den SFr/Dollar-Kurs sprechen zunächst weniger eindeutig für die Überlegenheit der *Kalman*-Schätzung: Der die zeitliche Variabilität des Absolutgliedes prüfende Likelihood-Ratio-Test ist nur für Modell B hochsignifikant, liegt nahe am 5%-Signifikanzniveau für Modell C, während für Modellvariante A die Nullhypothese nicht zurückgewiesen werden kann (siehe Tabelle 2). Modell B zeigt sich jedoch wiederum gegenüber den Varianten A und C als unterlegen. Da für Modell A aufgrund des Likelihood-Ratio-Test die Hypothese der zeitlichen Invarianz des Absolutgliedes akzeptiert wird, ist die *Kalman*-Version von Modell C gegen die Kleinstquadrat-Version von Modell A zu testen. Es ergibt sich ein Likelihood-Ratio-Wert von 6.354, welcher den kritischen Wert der χ^2 -Verteilung mit zwei Freiheitsgraden auf dem 5%-Niveau überschreitet. Dieses Ergebnis bedeutet, daß auch für den SFr-Dollar-Kurs die kombinierte Erwartungsbildungshypothese (Modell C) mit zeitvariablem Absolutglied gegenüber allen anderen Modellvarianten zu präferieren ist.

Ein weiterer wichtiger Punkt ergibt sich aus der Frage, ob in der Differenz zwischen dem aktuellen Kassakurs e_t und seiner bedingten Erwartung $E_t - {}_1e_t$ eine systematische Abweichung besteht. Diese Differenz wird im Rahmen des *Kalman*-Verfahrens als „Innovation“ bezeichnet (vergleiche auch die Beschreibung im Appendix). In Tabelle 3 werden Autokorrelations-Statistiken bis zur Ordnung 8 und ein Vorzeichentest für die Zufälligkeit der Innovationen η_t für die Spezifikationen mit zeitvariablem Absolut-

Tabelle 3
Teststatistiken für die Innovationen

	DM/Dollar-Kurs			SFr/Dollar-Kurs		
	Modell A	Modell B	Modell C	Modell A	Modell B	Modell C
<i>Autokorrelations-Koeffizienten</i>						
$\hat{\rho}_{-1}$ (0.149)	0.110	0.329	0.123	0.033	0.257	0.128
$\hat{\rho}_{-2}$ (0.151)	0.032	0.144	0.022	0.072	0.100	0.077
$\hat{\rho}_{-3}$ (0.152)	0.196	0.266	0.173	0.038	0.066	0.028
$\hat{\rho}_{-4}$ (0.154)	0.071	0.246	0.011	0.189	0.159	0.058
$\hat{\rho}_{-5}$ (0.156)	0.191	0.241	0.120	0.005	-0.078	-0.155
$\hat{\rho}_{-6}$ (0.158)	0.057	0.063	0.012	-0.118	-0.188	-0.196
$\hat{\rho}_{-7}$ (0.160)	0.060	0.015	0.048	0.102	-0.070	0.005
$\hat{\rho}_{-8}$ (0.162)	0.135	0.045	0.118	0.083	0.057	0.062
<i>Vorzeichen-Test auf Zufälligkeit</i>						
positive Vorzeichen	20	20	23	21	25	27
Iterationen	25	19	23	23	21	21
untere Konf.Grenze	15	15	17	16	19	21
obere Konf.Grenze	26	26	30	27	32	34

Erläuterungen:

- Um die erratischen Schwankungen der Filterresultate bei nur wenigen Beobachtungen auszuschalten wurden die ersten acht Beobachtungen bei der Berechnung der Autokorrelations-Statistiken ausgeschlossen.
- $\hat{\rho}_{-i}$: geschätzter Autokorrelations-Koeffizient der i -ten Ordnung, Standardfehler in Klammern.
- die unteren und oberen 95% Konfidenzgrenzen für den Vorzeichen-Test beziehen sich auf die Zahl der Iterationen.

glied präsentiert. Die Autokorrelationskoeffizienten ρ_i überschreiten nur in einem Fall (ρ_i in Modell B für den DM/Dollar-Kurs) den Konfidenzbereich in Höhe der zweifachen Standardabweichung. Nach dem Vorzeichen-Test kann die Annahme der Zufälligkeit der Innovationen nicht zurückgewiesen werden. Von der erwähnten Ausnahme abgesehen, liegen also keine Hinweise auf eine Systematik in der zeitlichen Entwicklung der Innovationen vor.

Um die Vorhersagequalitäten der hier vorgestellten Modellvarianten zu überprüfen, wurden Neuschätzungen über einen verkürzten Zeitraum bis 1984,4 vorgenommen und anschließend 10 einperiodige Prognosen sukzessive erstellt. Als Referenzmodell wurde außerdem ein random walk der Wechselkurse mit der daraus resultierenden statischen (naiven) Prognose gewählt. Die Resultate sind in Tabelle 4 für den DM/Dollar-Kurs und in Tabelle 5 für den SFr/Dollar-Kurs wiedergegeben. Aufgeführt werden hier die Verzerrung der Prognose (Bias), die Autokorrelationsstatistik der Prognosefehler, die Wurzel des mittleren quadratischen Fehler (RMSE), der Theilsche Ungleichheitskoeffizient (TIC) und eine Zerlegung in seine charakteristischen Ursachen [siehe hierfür z.B. Pindyck und Rubinfeld (1981)].

Tabelle 4

Ein-Perioden Prognosen für den DM/Dollar-Kurs (1985,1 – 1987,2)

	Modell A		Modell B		Modell C		Random
	OLS (1)	Kalman (2)	OLS (3)	Kalman (4)	OLS (5)	Kalman (6)	Walk (7)
Mittelwert	0.888	0.861	0.956	0.879	0.862	0.854	0.886
Bias	0.056	0.029	0.054	0.047	0.030	0.022	0.054
$\hat{\rho}$	0.655	0.153	0.938	0.539	0.478	-0.005	0.663
RMSE	0.069	0.051	0.233	0.061	0.058	0.046	0.068
TIC	0.039	0.029	0.129	0.035	0.033	0.027	0.039
Bias Anteil	0.674	0.328	0.284	0.576	0.273	0.222	0.636
Var. Anteil	0.026	0.006	0.337	0.001	0.280	0.015	0.005
Kov. Anteil	0.300	0.666	0.379	0.423	0.448	0.764	0.359

Erläuterungen:

- $\hat{\rho}$: Geschätzter Autokorrelations-Koeffizient des Prognosefehlers.
- RMSE : Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers.
- TIC : Theilscher Ungleichheitskoeffizient und Zerlegung in charakteristische Ursachen.

Tabelle 5

Ein-Perioden Prognosen für den SFr/Dollar-Kurs (1985,1– 1987,2)

	Modell A		Modell B		Modell C		Random
	OLS (1)	Kalman (2)	OLS (3)	Kalman (4)	OLS (5)	Kalman (6)	Walk (7)
Mittelwert	0.677	0.677	0.820	0.687	0.643	0.672	0.700
Bias	0.031	0.031	0.173	0.040	-0.004	0.025	0.053
$\hat{\rho}$	0.275	0.015	0.943	0.353	-0.015	-0.092	0.514
RMSE	0.061	0.057	0.247	0.060	0.056	0.051	0.073
TIC	0.044	0.041	0.165	0.043	0.041	0.037	0.052
Bias Anteil	0.258	0.291	0.489	0.453	0.006	0.239	0.525
Var. Anteil	0.088	0.003	0.211	0.012	0.263	0.001	0.002
Kov. Anteil	0.654	0.706	0.300	0.535	0.731	0.760	0.474

Erläuterungen: Siehe Tabelle 4.

Wiederum zeigt sich, daß Modell B nach den Kriterien der Autokorrelationskoeffizienten, dem RMSE und dem TIC am schlechtesten abschneidet, insbesondere wenn es mit der Kleinstquadrat-Methode geschätzt wird. Aber auch das Referenzmodell des random walks weist hohe Autokorrelationen der Prognosefehler erster Ordnung auf wie auch einen im Vergleich zu den Modellen A und C höheren RMSE und TIC. Diese beiden Spezifikationen zeigen wiederum zweideutige Ergebnisse für den SFr/Dollar-Kurs: Bezogen auf den TIC und den RMSE schneidet die *Kalman*-Version des Modells C am

Tabelle 6

Verteilungs- und Teststatistiken für die Residuen der Zustandsgleichung (Modell C)

	DM/Dollar-Kurs	SFr /Dollar-Kurs
<i>geschätzte Verteilungsparameter</i>		
Mittelwert	0.001	0.001
Standardabweichung	0.023	0.043
t-Stat. für Mittelw.=0	0.166	0.121
χ^2 Test auf Normalverteilung	8.399 [$\sim \chi^2(5)$]	6.378 [$\sim \chi^2(9)$]
<i>Tests auf Heteroskedastie</i>		
Breusch-Pagan Test	42.781 [$\sim \chi^2(3)$]	58.212 [$\sim \chi^2(3)$]
Goldfeld-Quandt Test	1.226 [$\sim F(19, 19)$]	1.869 [$\sim F(19, 19)$]
<i>Autokorrelations-Koeffizienten</i>		
$\hat{\rho}_{-1}$ (0.140)	0.349	0.170
$\hat{\rho}_{-2}$ (0.141)	0.145	0.107
$\hat{\rho}_{-3}$ (0.143)	0.159	-0.011
$\hat{\rho}_{-4}$ (0.144)	0.126	0.121
$\hat{\rho}_{-5}$ (0.146)	0.159	-0.006
$\hat{\rho}_{-6}$ (0.147)	0.096	-0.168
$\hat{\rho}_{-7}$ (0.149)	0.124	0.057
$\hat{\rho}_{-8}$ (0.151)	0.148	0.064
<i>Vorzeichen-Test auf Zufälligkeit</i>		
Anzahl positive Vorzeichen	23	26
Anzahl Iterationen	20	23
untere Konfidenzgrenze (95%)	17	20
obere Konfidenzgrenze (95%)	30	33

Erläuterungen:

- Der χ^2 -Test basiert auf der Hypothese eines Mittelwerts von Null und einer Standardabweichung wie geschätzt; die Tests wurden mit acht Klassen durchgeführt für den DM/Dollar-Kurs und für 12 Klassen für den SFr/Dollar-Kurs, wobei die Klasseneinteilung so gewählt wurde, daß mindestens fünf Beobachtungen in jeder Klasse theoretisch zu erwarten gewesen wären.
- für den Breusch-Pagan-Test wurde neben einer Konstanten die verzögerte Endogene, das Quadrat und der Exponent der verzögerten Endogenen als Regressoren benutzt.
- für den Goldfeld-Quandt Test wurde eine Subperiode von 13 Quartalen in der Mitte des Samples ausgelassen.
- $\hat{\rho}_{-i}$: geschätzter Autokorrelations-Koeffizient der Ordnung i, Standardfehler in Klammern.
- die unteren und oberen Grenzen des 95 % Konfidenzintervalls beim Vorzeichentest beziehen sich auf die Anzahl der Iterationen.

besten ab, während sich bezüglich der Autokorrelationsstatistik und der Verzerrung der Prognose keine eindeutigen Aussagen treffen lassen. Im Falle des DM/Dollar-Kurses erweist sich hingegen die *Kalman*-Version des Modells C allen anderen Spezifikationen einschließlich des random walks deutlich überlegen.

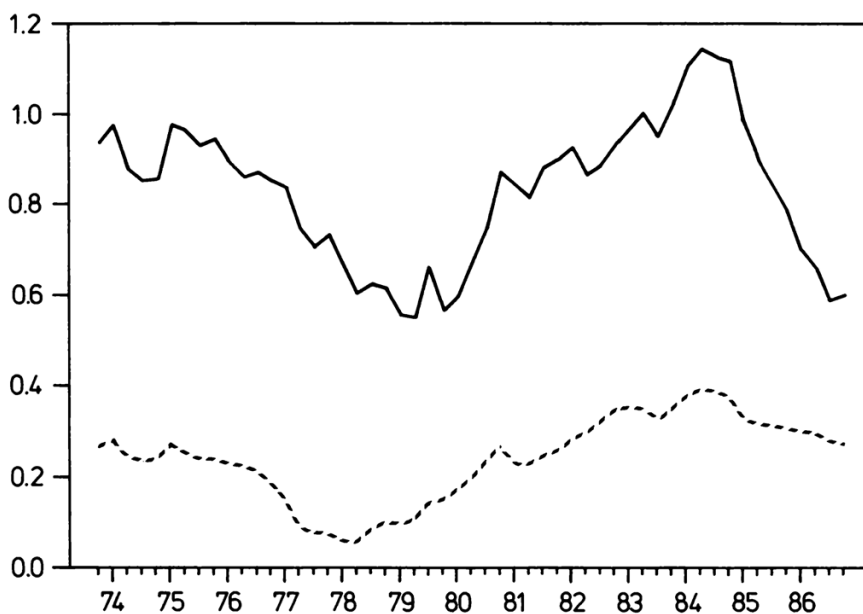
Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß die Varianten mit einem zeitvariablen spread insgesamt eine deutlich bessere Prognosequalität erreichen als die betrachteten Referenzmodelle. Zwar ist eine Unterscheidung zwischen dem Modell mit rein extrapolativen Erwartungen und dem kombinierten Modell für den SFr/Dollar-Kurs nicht eindeutig gegeben, für den DM/Dollar-Kurs ergeben sich jedoch wesentlich bessere Resultate für das am wenigsten restriktive Modell mit kombinierter Erwartungsbildungshypothese und zeitvariablem spread.

Voraussetzung für die Anwendbarkeit des *Kalman*-Verfahrens und die Gültigkeit der random-walk-Hypothese für die permanente Abweichung von der Ungedeckten Zinsparität ist, daß die stochastischen Störungen in der Zustandsgleichung v_t keine systematischen Einflüsse enthalten. Für das aufgrund der bisherigen Ergebnisse zu präferierende Modell C wurden deshalb abschließend noch weitere Tests durchgeführt. Tabelle 6 enthält im oberen Teil die Mittelwerte und Varianzen von v_t sowie einen χ^2 -Test auf Normalverteilung. Aufgrund der Resultate kann für die Störgrößen der Zustandsgleichung die Annahme einer Normalverteilung mit Mittelwert Null nicht zurückgewiesen werden. Weiterhin wurden ein *Breusch-Paga*-Test und ein *Goldfeld-Quandt*-Test auf Heteroskedastie durchgeführt. Nach den Ergebnissen muß die Hypothese heteroskedastischer Residuen der Zustandsgleichung in allen Fällen abgelehnt werden. Die Autokorrelations-Statistik im unteren Teil von Tabelle 6 zeigt, daß nur im Fall des DM/Dollar-Kurses Hinweise auf Autokorrelation (erster Ordnung) bestehen. Dem ebenfalls aufgeführten nicht-parametrischen Vorzeichen-Test zufolge, kann die Hypothese der Zufälligkeit der Restwerte in der Zustandsgleichung für beide Wechselkursmodelle nicht zurückgewiesen werden. Mit Ausnahme der leichten Autokorrelation erster Ordnung im Fall des DM/Dollar-Kurses ergibt sich also insgesamt keine Evidenz dafür, daß die statistischen Anforderungen an die Restwerte der Zustandsgleichung verletzt sein könnten.

IV. Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität im zeitlichen Verlauf

Die Abbildungen 1 und 2 zeigen die zeitliche Entwicklung des logarithmischen DM/Dollar- bzw. SFr/Dollar-Kurses als jeweils endogener Variable sowie das zeitvariable Absolutglied, das dem *Kalman*-Glättungsschätzer des entsprechenden Koeffizienten für Modell C, also der Variante mit kombinierter Erwartungsbildungshypothese, entspricht. In der Differenz beider Zeitreihen spiegelt sich neben den Störgrößen der Meßgleichung der Einfluß des Zinsdifferentials und der relativen Preisniveauentwicklung wider. Das zeitvariable Absolutglied ist als eine lineare Transformation der spread-

Abb. 1: Logarithmus des DM/Dollar-Kurses (durchgezogen) und zeitvariables Absolutglied (durchbrochen).^a



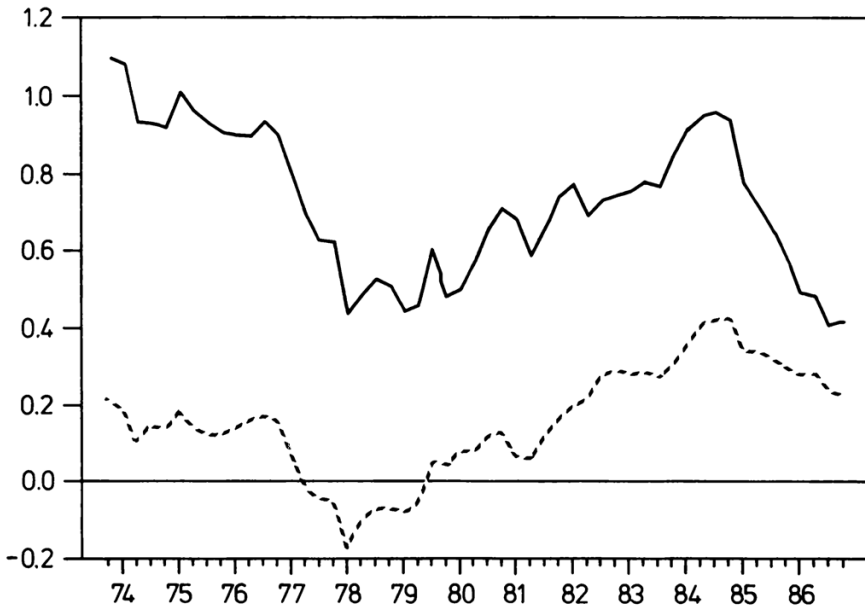
^a Das zeitvariable Absolutglied wurde mit Hilfe des Kalman-Glättungsalgorithmus geschätzt (Modell C).

Variablen, d. h. der nicht-transitorischen Abweichung von der Ungedeckten Zinsparität zu interpretieren.

Aus beiden Abbildungen ist zu entnehmen, daß der spread offenbar ein gleiches Verlaufsmuster wie die betrachteten Wechselkurse aufweist: Hochpunkte ergeben sich für die Mitte der 70er und 80er Jahre und Tiefpunkte gegen Ende der 70er Jahre. Hieraus kann generell gefolgert werden, daß die dieser latenten Variablen zugrundeliegenden Faktoren einen beträchtlichen Einfluß auf die Wechselkursentwicklung besitzen. Das zeitvariable Absolutglied in beiden Wechselkursmodellen nimmt dabei meist positive Werte an, eine Ausnahme bilden nur die Jahre 1978/79 für den SFr/Dollar-Kurs.

Im folgenden soll die Entwicklung der spread-Variablen in einigen Unterperioden hervorgehoben werden, weil sie Einsichten in die Interaktion der zur Wechselkursbestimmung herangezogenen Erklärungsgrößen vermitteln kann. Im zweiten Quartal 1976 ergriff die Schweizer Nationalbank – im Gegensatz zur Deutschen Bundesbank – einschneidende Maßnahmen, um den Dollar-Fall aufzuhalten. Die Eingriffe bestanden in Beschränkungen der Devisen-Einlagen bei Schweizer Privatbanken wie auch in der Einführung einer Gebühr auf Einlagen ausländischer Privatanleger. Diese Schritte

Abb. 2: Logarithmus des SFr/Dollar-Kurses (durchgezogen) und zeitvariables Absolutglied (durchbrochen).^a



^a Siehe Anmerkung zu Abb. 1.

fürten zwar vorübergehend zum Aufhalten des Abwärtstrends der spread-Variablen und auch des SFr/Dollar-Kurses, nach Ablauf von zwei Quartalen erfolgt jedoch ein um so stärkeres Absinken von spread und Wechselkurs.

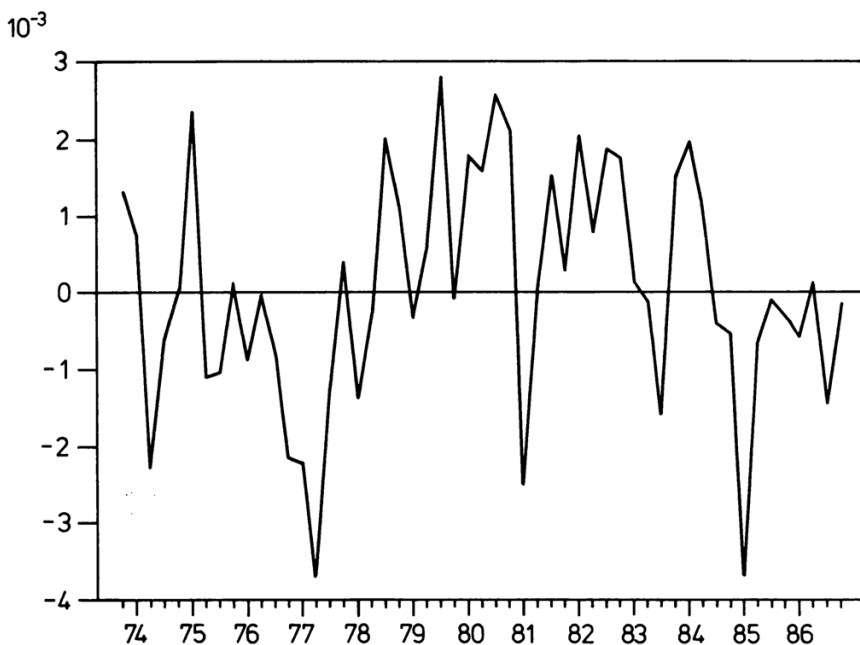
Die zweite für das Modell charakteristische Unterperiode ist durch *Carter's* Stabilisierungsprogramm im letzten Quartal 1978 gekennzeichnet. Unter anderem wurde angekündigt, daß Finanzmittel in Schweizer Franken, Deutscher Mark und Japanischem Yen im Gegenwert von 30 Milliarden US-Dollar bereitgestellt werden sollten, um den Fall des Dollars aufzuhalten. Die spread-Variablen reagierten wiederum sofort auf diese Ankündigung. Der DM/Dollar- und auch der SFr/Dollar-Kurs verharren jedoch für ein weiteres Jahr auf vergleichsweise niedrigem Niveau. Im Rahmen des hier vorgestellten Modells sind die Unterschiede in den Entwicklungen darauf zurückzuführen, daß die Ankündigung nicht von einer entsprechenden Zinspolitik bzw. einer Änderung der Fundamentaldaten begleitet wurde.

Dieses Argument gilt in umgekehrter Reihenfolge für eine dritte Unterperiode: Die im Rahmen des „Plaza Agreements“ im dritten Quartal 1985 getroffenen Vereinbarungen induzierten zwar ein Absinken beider spread-

Variablen, diese Entwicklung kann jedoch das Ausmaß des Dollar-Verfalls nicht vollständig erklären. Vielmehr wurde offenbar das Plaza Agreement im Gegensatz zur *Carter*-Intervention von einer gleichgerichteten Änderung der Fundamentaldaten flankiert.

Die die spread-Variable verändernden stochastischen Schocks sind in Abbildung 3 für den DM/Dollar-Kurs und in Abbildung 4 für den SFr/Dollar-Kurs dargestellt.

Abb. 3: Änderungen der Spread-Variable für den DM/Dollar-Kurs.^a



^a Siehe Anmerkung zu Abb. 1.

Die fünf größten Schocks für beide spread-Variablen sind in Tabelle 7 aufgeführt. Dabei stehen drei Schocks sowohl für den DM/Dollar-Kurs als auch für den SFr/Dollar-Kurs an oberer Stelle. Die größte positive Veränderung beider Variablen erfolgte im Umfeld der Afghanistan-Krise im ersten Quartal 1980. Starke negative Schocks wurden durch das Plaza Agreement im dritten Quartal 1985 sowie durch schlechte Neuigkeiten über die US-Konjunkturlage im dritten und vierten Quartal 1977 herbeigeführt. Letztere bezogen sich auf eine starke Kritik an Präsident *Carter's* Energie-Programm und den daraus erwarteten Auswirkungen auf die wirtschaftliche Entwick-

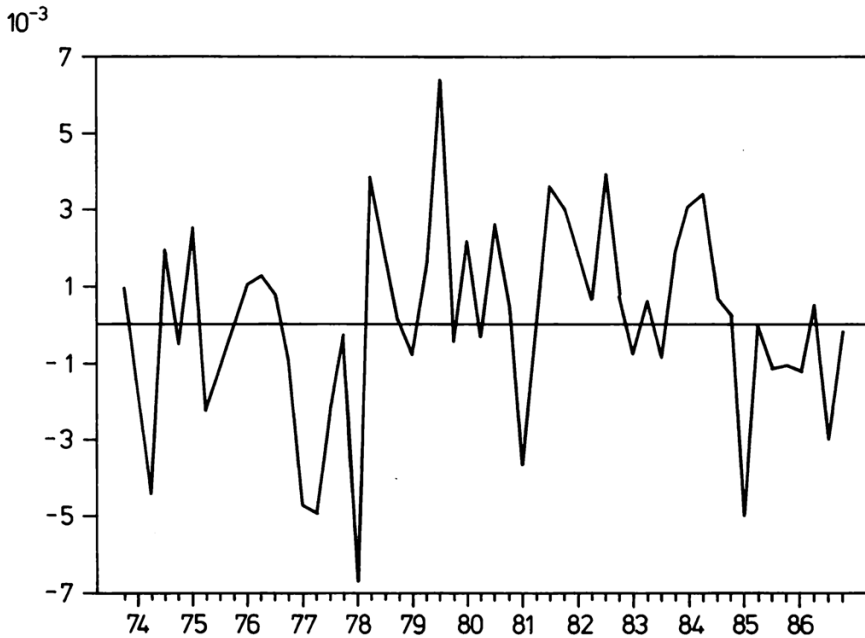
Abb. 4: Änderungen der Spread-Variable für den SFr/Dollar-Kurs.^a^a Siehe Anmerkung zu Abb. 1.

Tabelle 7

Hervorstechende Änderungen der Spread-Variablen (Modell C)

DM/Dollar-Kurs		SFr/Dollar-Kurs	
1977,4 (-0.373)	Kritik an Carter's Energie-Programm	1978,3 (-0.675)	Ankündigung der Ein- führung des Europäischen Währungssystems
1985,3 (-0.367)	Plaza Agreement	1980,1 (0.640)	Afghanistan Krise
1980,1 (0.280)	Afghanistan Krise	1985,3 (-0.505)	Plaza Agreement
1981,1 (0.260)	Inauguration der Reagan Administration	1977,4 (-0.499)	Kritik an Carter's Energie-Programm
1981,3 (-0.253)	Desillusionierung über Reagan Administration	1977,3 (-0.475)	Kritik an Carter's Energie-Programm

Anmerkung: Ausmaß des Schocks ist in Klammern angegeben ($\times 10^2$).

lung. Dies wurde begleitet von einem „talking the Dollar down“ durch den damaligen US-Finanzminister *Blumenthal*, was sich in der größten Veränderung des DM/Dollar-spread und in zwei mittelstarken Veränderungen des SFr/Dollar-spread niederschlug.

Andere Schocks wirkten sich offenbar nur auf einen der betrachteten Wechselkurse aus. So hatte die Inauguration der ersten *Reagan*-Administration im ersten Quartal 1981 und dann auch die Revision der zunächst damit verbundenen Erwartungen im dritten Quartal desselben Jahres einen beträchtlichen Einfluß auf den DM/Dollar-spread, während der SFr/Dollar-spread keine entsprechende Sensitivität aufwies. Andererseits sorgte die Ankündigung der Einrichtung des Europäischen Währungssystems im dritten Quartal 1978 für eine tendenzielle Aufwertung des Schweizer Franken über die spread-Variable, während in diesem Zeitraum keine Auswirkungen auf den DM/Dollar-Kurs zu verzeichnen waren.

Wie sich im Rahmen dieser heuristischen Analyse andeutet, kommen in den beschriebenen Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität spezifische Marktreaktionen auf ökonomische und politische Ereignisse zum Ausdruck. Das besondere Charakteristikum dieser Abweichungen ist darin zu sehen, daß sie nicht nur rein transitorischer Natur sind, sondern sich als besondere Information dauerhaft in der Wechselkursentwicklung niederschlagen.

V. Schlußbemerkungen

Die vorliegende Arbeit analysierte Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität mit Hilfe einer auf dem *Kalman*-Filter basierenden Methode zur Schätzung zeitvariabler Koeffizienten. Das Verfahren wurde angewandt auf die Schätzung dieser Arbitrage-Gleichgewichtsbedingung für den DM/Dollar-Kurs und den SFr/Dollar-Kurs. Da die empirische Überprüfung der Ungedeckten Zinsparität eine Spezifikation des Prozesses der Erwartungsbildung voraussetzt, wurden alternativ verschiedene Erwartungsbildungshypothesen in Verbindung mit dem Modell zur Wechselkursbestimmung über die Ungedeckte Zinsparität untersucht. Dabei stellte sich heraus, daß eine Kombination von regressiven und extrapolativen Erwartungen vergleichsweise zu den besten Resultaten führte. Dieses Ergebnis steht in Übereinstimmung mit Studien der Erwartungsbildung, die auf Umfragedaten basieren [z.B. *Frankel* und *Froot* (1987 a)].

Weiterhin wurde davon ausgegangen, daß sich Veränderungen der Risikoprämie bzw. der Spezifikationsfehler im Erwartungsbildungsmodell als zeitlich unkorrelierte Zufallseinflüsse darstellen lassen. Über die Zeit

aggregiert, führt diese Art der Modellierung zu einem random walk des Absolutgliedes in der Bestimmungsgleichung für die Wechselkurse. Diese Vorgehensweise erlaubt in Verbindung mit der über das *Kalman*-Verfahren möglichen Zulassung einer zeitlichen Variabilität dieses Koeffizienten die Aufspaltung der Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität in eine transitorische und eine permanente Komponente. Die permanente Komponente erwies sich neben Zins- und Preisniveauvariablen als ein wesentlicher Bestimmungsfaktor der Wechselkursentwicklung. Ihre Einführung brachte darüber hinaus insbesondere für den DM/Dollar-Kurs nicht nur eine deutliche Verbesserung der Schätzergebnisse der Wechselkursgleichung selbst, sondern auch ihrer kurzfristigen Prognosequalitäten. In der Untersuchung des zeitlichen Verlaufs dieser permanenten Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität deutete sich an, daß starke Veränderungen dieser Variablen mit besonderen ökonomischen und politischen Ereignissen in Verbindung gebracht werden können.

Appendix

Maximum-Likelihood-Schätzung der Prioren in einem Kalman-Filter-Modell

Für die Schätzungen wurde ein im Zustandsraum formuliertes Modell der folgenden Form benutzt:

$$(A-1) \quad y_t = X_t \beta_t + u_t \quad (\text{Meßgleichung})$$

$$(A-2) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + v_t \quad (\text{Zustandsgleichung}),$$

wobei y_t die abhängige Variable, X_t der $(1 \times k)$ -Vektor der erklärenden Variablen und β_t der Vektor der Koeffizienten in Zeitperiode t ($t = 1, \dots, T$) ist. Die stochastischen Störungen u_t und v_t seien unabhängig normalverteilt

$$(A-3) \quad \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \sim NID \left[0, \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & Q \end{pmatrix} \right]$$

mit $Q = \text{cov}(v'v)$ und $\sigma_u^2 = \text{var}(u)$, wobei v eine $(T \times k)$ -Matrix mit v_t als t -te Zeile und u einen $(T \times 1)$ -Vektor mit typischem Element u_t bezeichnet. Wenn σ_u^2 und Q gegeben sind, kann der Zeitpfad der zu schätzenden Koeffizienten mit dem sogenannten Glättungs-Algorithmus auf Grundlage des *Kalman*-Filters berechnet werden [siehe hierzu z.B. *Anderson* und *Moore* (1979)]. Im ökonometrischen Kontext ist diese wichtige Anfangsinformation in der Regel jedoch als unbekannt zu unterstellen und muß aus den Daten

ermittelt werden. In der einschlägigen Literatur [Engle und Watson (1981), Watson und Engle (1983), Chow (1984)] werden verschiedene Methoden diskutiert, die auf dem Maximum-Likelihood-Schätzprinzip beruhen. Insbesondere sind in diesem Zusammenhang das Fisher-Scoring-Verfahren sowie der EM-Algorithmus [Dempster, Laird, Rubin (1977)] vorgeschlagen worden.

Beim Test beider Verfahren wurde festgestellt, daß der EM-Algorithmus in den hier vorliegenden Anwendungsbeispielen sehr langsam konvergiert. Zudem ergaben sich numerische Probleme, wenn Diagonalelemente der Matrix Q gegen den Wert Null tendierten. Deswegen wurde das Scoring-Verfahren benutzt, das zwar rechenzeitintensiver, jedoch auch informativer ist, weil es einige zusätzliche Teststatistiken liefert. Das Verfahren sei hier kurz umrissen.

Aus dem Kalman-Filter sind die Innovationen

$$(A-4) \quad \eta_t = y_t - X_t \beta_{t-1}$$

und ihre Kovarianzmatrix

$$(A-5) \quad H_t = X_t(P_{t-1} + Q)X_t' + \sigma_u^2 \quad \text{mit} \quad P_{t-1} = \text{var}(\beta_{t-1})$$

gegeben. Abgesehen von einer Konstanten, lautet die Likelihood-Funktion des Modells dann

$$(A-6) \quad \ln L_t = -0.5 \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \eta_t' H_t^{-1} \eta_t).$$

Ein Parametervektor θ sei definiert, der die Meßgleichungsvarianz σ_u^2 sowie die unbekannten Elemente von Q enthält. Die ersten Ableitungen der Likelihood-Funktion nach dem i -ten Element von θ sind Engle und Watson (1981) zufolge rekursiv zu berechnen:

$$(A-7) \quad \frac{\partial \ln L}{\partial \theta_i} = \sum_{t=1}^T \frac{\partial \ln L_t}{\partial \theta_i}$$

wobei

$$(A-8) \quad \frac{\partial \ln L_t}{\partial \theta_i} = -0.5 \text{ spur} \left(H_t^{-1} \frac{\partial H_t}{\partial \theta_i} \right) - \left(\frac{\partial \eta_t}{\partial \theta_i} \right)' H_t^{-1} \eta_t - 0.5 \eta_t' H_t^{-1} \frac{\partial H_t}{\partial \theta_i} H_t^{-1} \eta_t.$$

Ein typisches Element der Informationsmatrix $J = -E[\partial^2 L / \partial \theta \partial \theta^h]$ erhält man aufgrund folgender Gleichung:

$$(A-9) \quad [J]_{ij} = \sum_{t=1}^T \left\{ 0.5 \text{ spur} \left(H_t^{-1} \frac{\partial H_t}{\partial \theta_i} H_t^{-1} \frac{\partial H_t}{\partial \theta_j} \right) + E \left[\left(\frac{\partial \eta_t}{\partial \theta_i} \right)' H_t^{-1} \frac{\partial \eta_t}{\partial \theta_j} \right] \right\}.$$

Nach der n -ten Iteration ist der verbesserte Vektor θ^{n+1} gegeben als

$$\theta^{n+1} = \theta^n + cJ^{-1}\lambda,$$

wobei λ der Vektor der ersten Ableitungen der Likelihood-Funktion nach θ ist und c eine geeignet gewählte Konstante ist [siehe *Berndt et al. (1974)*]. Während der Optimierungsprozedur sind natürliche Parameterrestriktionen einzuhalten, d.h. es ist sicherzustellen, daß die Varianz der Meßgleichung keine negativen Werte annimmt, bzw. daß die Kovarianzmatrix der Zustandsgleichung nicht negativ definit wird. Als Abbruchkriterium wurde der Wert des Lagrange-Multiplikator-Tests

$$\mu = \lambda' J^{-1} \lambda / T.$$

verwendet. Hinreichend kleine Werte dieser Testgröße (etwa 10^{-4}) implizieren, daß die Steigung der Likelihood-Funktion gegen Null tendiert.

Aus praktischen Erwägungen heraus wurde die Kovarianzmatrix Q als eine Diagonalmatrix angenommen. Falls das i -te Diagonalelement Q_{ii} als Resultat der Optimierungsprozedur den Wert Null annimmt, folgt die zeitliche Invarianz des entsprechenden Elements des Parametervektors β_t . Die Hypothese $Q_{ii} = 0$ läßt sich z.B. durch einen Likelihood-Ratio-Test überprüfen. In dem in Abschnitt II beschriebenen Modell konzentriert sich das Interesse auf die Hypothese $Q_{11} = 0$, die zurückgewiesen werden muß, wenn die spread-Variable angemessen als ein random walk zu beschreiben ist.

Literaturverzeichnis

- Anderson, B. und Moore, J. B. (1979):* Optimal Filtering (Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey). – *Berndt, E. K., Hall, B. H., Hall, R. E. und Hausman, J. A. (1974):* Estimation and Inference in Nonlinear Stochastic Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 3, 653 - 666. – *Chow, G. C. (1984):* Random and Changing Coefficient Models, in: *Griliches, Z. und Intriligator, M. D. (Hrsg.), Handbook of Econometrics*, Vol. 2 (North-Holland, Amsterdam), 1213 - 1245. – *Dempster, A. P., Laird, N. M. und Rubin, D. B. (1977):* Maximum Likelihood from Incomplete Data Via the EM-Algorithm, *Journal of the Royal Statistical Society* 39, 1 - 38. – *Dornbusch, R. (1976):* Expectations and Exchange Rate Dynamics, *Journal of Political Economy* 84, 1161 - 1176. – *Engle, R. F. und Watson, R. (1981):* A One-Factor Multivariate Time Series Model of Metropolitan Wage Rates, *Journal of the American Statistical Association* 76, 774 - 781. – *Fama, E. (1984):* Forward and Spot Exchange Rates, *Journal of Monetary Economics* 14, 319 - 338. – *Frankel, J. (1979):* The Diversification of Exchange Risk, *Journal of International Economics* 9, 379 - 393. – *Frankel, J. (1982a):* In Search of the Exchange Risk Premium: A Six-Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization, *Journal of International Money and Finance* 1, 255 - 279. – *Frankel, J. (1982b):* A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market, *Southern*

Economic Journal 49, 407 - 416. – *Frankel, J.* (1987): Recent Estimates of Time-Variation in the Conditional Variance and in the Exchange Risk Premium, NBER Working Paper # 2367 (Cambridge). – *Frankel, J.* und *Froot, K.* (1986): Interpreting Tests of Forward Discount Base Using Survey Data Exchange Rate Expectations, NBER Working Paper # 1963 (Cambridge). – *Frankel, J.* und *Froot, K.* (1987a): Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations, American Economic Review 77, 133 - 153. – *Frankel, J.* und *Froot, K.* (1987b): Short-Term and Long-Term expectations of the Yen/Dollar rate: Evidence from survey data, NBER Working Paper # 2216 (Cambridge). – *Gaab, W., Granzol, M.* und *Horner, M.* (1986): On Some International Parity Conditions: An Empirical Investigation, European Economic Review 30, 683 - 713. – *Hansen, L. P.* und *Hodrick, R.* (1983): Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Six Linear Models, in: *Frenkel, J.* (Hrsg.), Exchange Rates and International Macroeconomics (University of Chicago Press, Chicago), 113 - 152. – *Hodrick, R.* und *Srivastava, S.* (1984): An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange, Journal of International Money and Finance 3, 5 - 29. – *Hodrick, R.* und *Srivastava, S.* (1987): Foreign Currency Futures, Journal of International Economics 22, 1 - 24. – *König, P.* und *Möller, J.* (1989): Exchange Rates, Forward Rates and Interest Differentials, Geld und Währung (Monetary Affairs) 5, 2/3, 5 - 29. – *Lucas, R. E.* (1978): Asset Pricing in an Exchange Economy, Econometrica 46, 1429 - 1445. – *Lucas, R. E.* (1982): Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World, Journal of Monetary Economics 10, 335 - 360. – *Pindyck, R. S.* und *Rubinfeld, D. L.* (1981): Econometric Models and Economic Forecasts, Second Edition (McGraw-Hill, New York). – *Watson, M. W.* und *Engle, R. F.* (1983): Alternative Algorithms for the Estimation of Dynamic Factor, MIMIC, and Varying Coefficient Models, Journal of Econometrics 23, 385 - 400.

Zusammenfassung

Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität –

Ein Kalman-Filter-Ansatz für den DM/Dollar- und den SFr/Dollar-Wechselkurs

Die vorliegende Arbeit analysiert Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität durch Anwendung der *Kalman*-Filter-Methode auf die entsprechenden Schätzgleichungen für den Mark/Dollar- und den Schweizer Franken/Dollar-Wechselkurs. Aufgrund entsprechender Testergebnisse muß in beiden Fällen auf das Vorliegen einer im Zeitablauf veränderlichen systematischen Abweichung von der Ungedeckten Zinsparität geschlossen werden. Modelle, die dieser Abweichung durch die Schätzung zeitveränderlicher Parameter Rechnung tragen, sind in ihren Prognoseeigenschaften sowohl herkömmlichen Modellen mit konstanten Koeffizienten als auch dem random walk-Ansatz überlegen. Eine Untersuchung des zeitlichen Verlaufs der systematischen Abweichungen von der Ungedeckten Zinsparität zeigt, daß starke Veränderungen dieser Abweichungen mit besonderen ökonomischen und politischen Ereignissen in Verbindung gebracht werden können.

Summary

Deviations from Uncovered Interest Parity – A Kalman-Filter Approach to the DM/Dollar- and the SFr/Dollar-Rate

The present paper analyses deviations from Uncovered Interest Parity by applying a *Kalman* filter method to the equations describing the determination of the Mark/Dollar rate and the Swiss Franc/Dollar rate. According to the corresponding test results, the hypothesis of a time-varying systematic deviation from Uncovered Interest Parity has to be accepted for both exchange rates. Furthermore, the models allowing for variable coefficients are shown to out-perform the models with constant coefficients as well as the random walk approach in forecasting. An examination of the stochastic disturbances indicates that the shocks responsible for the systematic deviations cover a wide range of economic and political issues.

Résumé

Des réflexions sur le filtre de Kalman pour le cours du change DM/dollar et Franc suisse/dollar

Cet article analyse les écarts par rapport à la parité d'intérêts non couverte en utilisant la méthode du filtre de *Kalman* aux équations estimées correspondantes pour les cours de change DM/dollar et du franc suisse/dollar. Comme le montrent les résultats de tests, il faut conclure dans les deux cas qu'il existe un écart systématique variable au cours du temps par rapport à la parité d'intérêts non couverte. Des modèles qui tiennent compte de cet écart, en estimant des paramètres variables dans le temps, sont plus adéquats pour les pronostics que des modèles traditionnels, utilisant des coefficients constants, et que la théorie du „random-walk“. Un examen de l'évolution dans le temps des écarts systématiques par rapport à la parité d'intérêt montre que l'on peut mettre en rapport ces écarts avec certains événements économiques et politiques.