

Spekulative Seifenblasen auf den Devisenmärkten – Ein kurzlebiges Phänomen?

Von Rolf Schwier, Osnabrück*

*If currencies are left free to fluctuate, „speculation“ in the
widest sense is likely to play havoc with exchange rates.*

League of Nations (1944)

I. Einleitung

Die bisherigen Erfahrungen mit flexiblen Wechselkursen seit dem Ende des Bretton Woods-Systems haben gezeigt, daß flexible Wechselkurse vor allem stark schwankende Wechselkurse sind. Mitunter wird in diesem Zusammenhang auch von einer – gemessen an den Veränderungen der für die Kursentwicklung als relevant erachteten Fundamental-faktoren – exzessiven Variabilität gesprochen. Eine mögliche Ursache hierfür wird seit einiger Zeit in der Existenz spekulativer Seifenblasen gesehen. Empirisch konnte dies allerdings bislang nicht eindeutig belegt werden, was jedoch unter Umständen darauf zurückzuführen ist, daß vorrangig nach Blasen mit einer mittel- und längerfristigen Lebensdauer gesucht wurde.

Die Vermutung, daß spekulative Seifenblasen auf den Devisenmärkten eher kurzlebige Phänomene darstellen, ist zwar schon häufiger geäußert worden; eine systematische Untersuchung dazu steht aber noch aus. Eine solche vorzunehmen, ist das Ziel des vorliegenden Beitrags. Dazu wird ein neues Verfahren entwickelt, mit dem spekulative Seifenblasen identifiziert werden können und das zudem eine umfassende Ursachenanalyse starker Wechselkursveränderungen ermöglicht. Die Ergebnisse zeigen, daß starke Veränderungen des (täglichen) DM/US-Dollar-Wechselkurses auf platzende spekulative Seifenblasen und neu eintreffende Informationen („news“) zurückgeführt werden können.

* Ich danke Manfred Neldner, Frank Pool und einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise.

II. Theorie und Empirie spekulativer Seifenblasen

Unter einer spekulativen Seifenblase versteht man eine Entwicklung, bei der die Preisbildung von dem durch die Fundamentalfaktoren determinierten Pfad unter Umständen über längere Zeit abweicht, die aber dennoch als ‚rational‘ in dem Sinne zu bezeichnen ist, als sich die dafür verantwortlichen Erwartungen jeweils selbst erfüllen. Eine derartige Blase kann auftreten, wenn der aktuelle Wechselkurs neben anderen Faktoren auch von den Erwartungen über seine zukünftige Entwicklung abhängt. Insbesondere im Kontext von Wechselkursmodellen, in denen alle Marktteilnehmer rationale Erwartungen im Sinne von Muth (1961) bilden, besteht grundsätzlich die Möglichkeit einer (instabilen) Bubble-Lösung. Dies soll unter Rückgriff auf den Finanzmarktansatz der Wechselkursbestimmung kurz dargelegt werden.

$$(1) \quad W_t = a E_t(W_{t+1}) + b Z_t, \quad a, b = \text{const.}, \quad 0 < a < 1.$$

Gleichung (1) stellt unter Vernachlässigung einer stochastischen Störgröße die reduzierte Form eines allgemein gehaltenen Finanzmarktmodells dar (vgl. z.B. Frenkel/Mussa 1980). Der Logarithmus des Wechselkurses (W_t) wird in diesem Modell durch die gegenwärtigen Fundamentalfaktoren (Z_t) und den für die nächste Periode (rational) erwarteten Kassakurs $E_t(W_{t+1})$ bestimmt. Die Lösung der nicht-homogenen Differenzgleichung (1) erhält man durch iterative Vorwärtssubstitution (vgl. z.B. Blanchard/Fischer 1989):

$$(2) \quad W_t = a^{T+1} E_t(W_{t+T+1}) + b \sum_{i=0}^T a^i E_t(Z_{t+i}).$$

Sofern die Transversalitätsbedingung

$$(3) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} a^{T+1} E_t(W_{t+T+1}) = 0$$

erfüllt ist, folgt daraus:

$$(4) \quad W_t^* = b \sum_{i=0}^{\infty} a^i E_t(Z_{t+i}).$$

Demzufolge wird der Wechselkurs in Periode t durch die beobachteten Realisationen der gegenwärtigen Fundamentalfaktoren und die zu Beginn der Periode t geometrisch gewichteten Erwartungen über ihre zukünftige Entwicklung bestimmt. Ist die Transversalitätsbedingung dagegen nicht erfüllt, besteht auch die Möglichkeit einer Bubble-Lösung.

Denn Gleichung (4) stellt nur die partikuläre Lösung der Gleichung (1) dar. Die allgemeine Lösung beinhaltet darüber hinaus die Lösung des homogenen Teils der Differenzgleichung, die sogenannte Bubble-Lösung:

$$(5) \quad W_t = W_t^* + B_t.$$

Der Blasen-Term (B_t) kann dabei ein beliebiger stochastischer Prozeß sein, der – wie Shiller (1978) gezeigt hat – lediglich die Martingal-Bedingung

$$(6) \quad E_t(B_{t+1}) = a^{-1} B_t$$

zu erfüllen hat. Der sich am Markt bildende Wechselkurs weicht somit gemäß Gleichung (5) immer dann von dem durch die Fundamentalfaktoren bestimmten Wert ab, wenn $B_t \neq 0$ ist.

Eine interessante Spezifikation des Blasen-Terms haben Blanchard (1979) und Blanchard/Watson (1982) vorgenommen. Sie unterstellen, daß – sofern eine Blase einmal existiert¹ – die Marktteilnehmer in jeder Periode mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit ein weiteres Anwachsen der Blase und mit der entsprechenden Gegenwahrscheinlichkeit ein Platzen der Blase erwarten. Auf diese Weise gelingt es ihnen zu begründen, wie es zu Umkehrungen in der Kursentwicklung und zu der beobachteten ausgeprägten Variabilität kommen kann.

Aus empirischer Sicht hat es sich jedoch als äußerst schwierig erwiesen, die Existenz spekulativer Blasen auf dem Devisenmarkt nachzuweisen. Die naheliegende Vorgehensweise, einer unmittelbaren Schätzung der Gleichung (5), ist nicht durchführbar, da sich die Erwartungsgrößen einer direkten Beobachtung entziehen. Als weitere Schwierigkeit kommt hinzu, daß die relevanten Fundamentalfaktoren nicht eindeutig bekannt und – wenn überhaupt – nur in Form von Monats- oder Quartalsdaten verfügbar sind. Eine empirische Untersuchung auf der Basis eines expliziten Wechselkursmodells ist deshalb nicht nur ein gleichzeitiger Test der Bubble-Hypothese und des jeweiligen Modells, sondern setzt auch voraus, daß spekulative Seifenblasen als mittel- und langfristige Phänomene anzusehen sind². Aber selbst wenn sich auf diese Weise Hinweise

¹ Zu den Ursachen, die zum Entstehen einer Blase führen können, vgl. Okina (1984).

² Empirische Untersuchungen auf der Basis eines Fundamentalmodells mit Monats- und/oder Quartalsdaten haben Okina (1985), Meese (1986), Woo (1987), Jung (1992) und Kalyvitis/Pittis (1994) durchgeführt. Eine Übersicht über die methodische Vorgehensweise geben Flood/Hodrick (1990) und Gaab (1990).

für blasenähnliche Entwicklungen ergeben, ist damit keineswegs erwiesen, daß es sich dabei tatsächlich um spekulative Seifenblasen handelt. Denn derartige Entwicklungen können auch durch andere Faktoren hervorgerufen werden, wie dem unerwarteten Eintreffen neuer Informationen („news“) oder einem von den Marktteilnehmern erwarteten, aber innerhalb des Schätzzeitraumes nicht eingetretenen Regimewechsel in der Wirtschaftspolitik, dem sog. „Peso-Problem“³. Das im folgenden beschriebene Testverfahren erlaubt es hingegen, kurzlebige spekulative Seifenblasen ausfindig zu machen und zwischen platzenden spekulativen Seifenblasen und neu eintreffenden Informationen als Auslöser starker Kursveränderungen zu unterscheiden.

III. Empirische Überprüfung der Bubble-Hypothese

Anders als in den meisten bislang durchgeführten Untersuchungen wird hier aus zwei Gründen auf die Spezifikation und ökonometrische Schätzung eines Wechselkursmodells verzichtet: Erstens sind kurzfristige Fundamentaldaten nicht verfügbar, und zweitens wird auf diese Weise eine Fehlspezifikation des Modells von vornherein vermieden⁴. Der verwendete methodische Ansatz beruht statt dessen auf einer Ausreißeranalyse der täglichen Veränderungsrate des DM/US-Dollar-Kurses. Mit Hilfe eines noch näher zu erläuternden Verfahrens werden starke Wechselkursveränderungen identifiziert, die möglicherweise auf platzende spekulative Seifenblasen zurückzuführen sind.

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung des Wechselkurses der D-Mark gegenüber dem US-Dollar für die Periode von Januar 1980 bis Dezember 1992. Die grafische Darstellung von Tagesdaten weist dabei gegenüber den sonst üblichen Abbildungen monatlicher oder vierteljährlicher Werte den Vorteil auf, daß vor allem die kurzfristigen Schwankungen des Wechselkurses sichtbar werden. Wie das Schaubild verdeutlicht, hat sich sowohl die starke Aufwertung des US-Dollar gegenüber der D-Mark bis Anfang 1985 als auch die sich über einen zweijährigen Zeitraum hinziehende anschließende Rückkehr auf das Kursniveau vom Januar 1980 keineswegs stetig vollzogen⁵. Die Entwicklung ist vielmehr durch eine

³ Vgl. zum Peso-Problem Krasker (1980) und Dornbusch (1982) sowie für eine neuere empirische Untersuchung Kaminsky (1993).

⁴ Ähnliche Überlegungen liegen auch den Untersuchungen von Evans (1986) und Okina (1985) zugrunde, in denen ebenfalls ohne Bezugnahme auf ein explizites Wechselkursmodell versucht wird, spekulative Seifenblasen mit sog. Runs- und/oder Verteilungstests nachzuweisen.

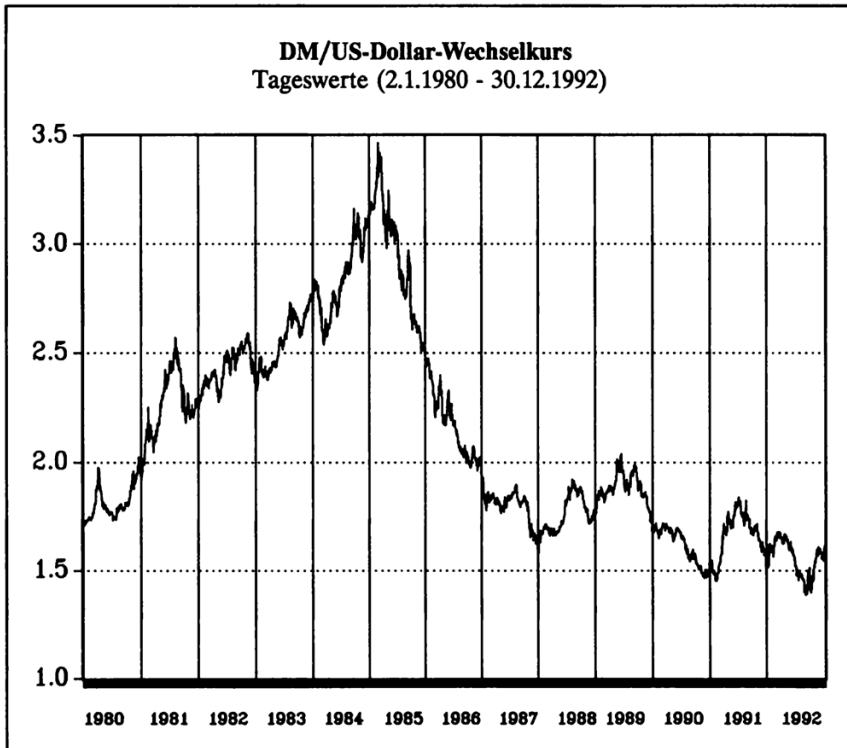


Abbildung 1

Abfolge von kurzfristigen Auf- und Abwertungen gekennzeichnet, welche durch Oszillationen um einen relativ konstanten Mittelwert unterbrochen werden. Ob es sich bei diesen „upward and downward runs“ (Schulmeister 1988, S. 344) um kurzlebige spekulative Seifenblasen handelt, soll die nachfolgende empirische Untersuchung zeigen.

Die Klassifizierung starker Wechselkursveränderungen als Ausreißer setzt einen genau definierten Maßstab voraus, der anzeigt, wann eine Veränderungsrate als außergewöhnlich anzusehen ist. Unterstellt man, daß die Kursänderungsraten normalverteilt sind, dann können auf der Grundlage einer Verteilungsanalyse Ausreißer identifiziert werden. Die

⁵ Krugman (1985; 1989) hält die Kursentwicklung des US-Dollar gegenüber der D-Mark und anderen wichtigen Währungen bis 1985 insgesamt für eine spekulative Seifenblase. Für eine kritische Auseinandersetzung mit dieser Einschätzung vgl. Mussa (1985).

Annahme normalverteilter Kursänderungsraten läßt sich dabei mit dem zentralen Grenzwertsatz begründen, wonach die Verteilung der Summe unabhängiger und identisch verteilter Zufallsvariablen mit endlicher Varianz bei steigendem Stichprobenumfang gegen eine Normalverteilung konvergiert. Übertragen auf den Devisenmarkt bedeutet dies, daß sich die Kursveränderung zwischen zwei Zeitpunkten als die Summe vieler kleiner Veränderungsraten darstellen läßt:

$$W_t - W_1 = (W_t - W_{t-1}) + (W_{t-1} - W_{t-2}) + \dots + (W_2 - W_1).$$

Sofern die sequentiellen Veränderungsraten voneinander unabhängig und Realisationen einer Verteilung mit endlicher Varianz sind, ist die Gesamtveränderungsrate $W_t - W_1$ approximativ normalverteilt (vgl. Levich 1985).

Die beiden für den weiteren Verlauf der Untersuchung wichtigen Annahmen, voneinander unabhängige und normalverteilte Kursveränderungsraten, werden im folgenden für den Wechselkurs der D-Mark gegenüber dem US-Dollar empirisch überprüft. Dazu sind in Tabelle 1 die Ergebnisse einer Reihe von Tests bezüglich der Unabhängigkeit der täglichen Veränderungsraten wiedergegeben. Sowohl die Werte der Box-Pierce-Statistik und der geschätzten Autokorrelationskoeffizienten als auch die Resultate der zusätzlich durchgeführten Stationaritätstests erlauben keine Ablehnung der Nullhypothese, daß zeitlich aufeinanderfolgende Wechselkursveränderungen seriell unkorreliert sind. Insgesamt wird damit das häufig gefundene approximative Martingal-Verhalten der Wechselkurse bestätigt⁶.

Die Überprüfung der Annahme normalverteilter Veränderungsraten erfolgt anhand eines Vergleichs der empirischen Werte für die Schiefe und die Kurtosis mit den für eine Normalverteilung geltenden Werten (Null für die Schiefe, Drei für die Kurtosis). Die in der vorletzten Zeile von Tabelle 1 ausgewiesenen empirischen Momente zeigen für die täglichen Veränderungsraten des DM/US-Dollar-Wechselkurses signifikante Abweichungen von den theoretischen Werten einer Normalverteilung⁷. Eine besondere Aufmerksamkeit verdient der relativ hohe Wert der Kurtosis, denn er deutet darauf hin, daß an den Enden der Verteilung mehr Beobachtungen zu finden sind, als dies bei einer Normalverteilung der

⁶ Empirische Untersuchungen über das Zeitreihenverhalten verschiedener Wechselkurse unter Zugrundelegung von Tagesdaten haben u.a. Gaab (1983), Hsieh (1988) und Takagi (1988) durchgeführt.

⁷ Die kritischen Werte für die Schiefe und die Kurtosis sind in D'Agostino (1986, S. 378 ff.) tabellarisiert.

Tabelle 1

Statistische Analyse der Veränderungsraten des DM/US-Dollar-Wechselkurses
Tageswerte (3. 1. 1980 - 30. 12. 1992)

Box-Pierce Statistik	Q(5)	Q(10)	Q(15)	Q(20)	Q(25)	Q(30)
	8,16	15,73	18,66	23,67	29,38	34,50
Lag	Autokorrelationskoeffizienten Standardfehler = 0,018					
1 - 6	-0,030	0,005	0,040*	-0,0003	0,004	0,023
7 - 12	-0,018	0,027	0,023	-0,015	-0,002	0,023
13 - 18	0,003	0,001	0,019	-0,025	-0,002	-0,023
19 - 24	0,019	-0,003	0,026	0,012	0,011	-0,004
25 - 30	-0,028	-0,012	0,020	-0,005	0,022	-0,022
DF	ohne Absolutglied	mit Absolutglied		mit Absolutglied und Trendvariable		
	-0,39	-0,89		-2,41		
ADF	-0,41	-0,95		-2,41		
N = 3254	Mittelwert	Varianz		Schiefe	Kurtosis	
	-0,002	0,60		-0,27*	5,97*	
N = 3164 (ohne 90 Ausreißer)	0,006	0,44		-0,03	2,85	

Ein mit einem * gekennzeichneten Wert zeigt an, daß die jeweilige Nullhypothese auf dem 5%-Niveau abzulehnen ist. DF bezeichnet den Dickey-Fuller-Test auf eine einfache Einheitswurzel, ADF den (unter Einbeziehung von 10 verzögerten Veränderungsraten) erweiterten Dickey-Fuller-Test und N die Anzahl der Beobachtungen. Wechselkursdaten aus: Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 5: Die Währungen der Welt.

Fall ist. In einer Reihe von detaillierten Untersuchungen konnte allerdings gezeigt werden, daß monatliche oder vierteljährliche Wechselkursveränderungsraten in der Regel keine signifikanten Abweichungen von der Normalverteilung aufweisen, die empirische Verteilung bei temporärer Aggregation demnach zu einer Normalverteilung konvergiert⁸. Dieser Befund legt es nahe, diese – gemessen an der Gesamtzahl der Beobach-

⁸ Vgl. Schwier (1993, S. 55 ff.) und die dort zitierte Literatur.

tungen – wenigen starken Veränderungsraten (Ausreißer), die möglicherweise auf platzende spekulative Seifenblasen zurückzuführen sind, ausfindig zu machen und detailliert zu untersuchen.

Als Ausreißer werden diejenigen Veränderungsraten klassifiziert, die gemessen an der Normalverteilung eine untypische Größenordnung aufweisen. Ausgehend von dem Quartilsabstand

$$S_Q := X_{0,75} - X_{0,25}$$

der empirischen Verteilung, sind dies alle Werte, die um mehr als $1,5 \cdot S_Q$ vom unteren bzw. oberen Quartilswert abweichen. Der Vorteil dieses Verfahrens liegt in seiner einfachen Handhabung und der geringen Wahrscheinlichkeit, mit der Beobachtungen zu Unrecht als Ausreißer eingestuft werden (vgl. Schlittgen 1990). Das 0,25- (0,75-) Quartil bestimmt sich dabei als k -ter Wert aus einem der Größe nach geordneten Datensatz gemäß der Ungleichung

$$(k - 1)/n < 0,25 \text{ (0,75)} \leq (k/n),$$

wobei n die Anzahl der Beobachtungen bezeichnet. Da der Datensatz im vorliegenden Fall 3254 tägliche Veränderungsraten umfaßt, entspricht das 0,25- (0,75-) Quartil der 814ten (2441ten) Beobachtung.

Mit diesem Verfahren werden insgesamt 90 extreme Veränderungsraten für den Zeitraum von 1980 bis 1992 ausfindig gemacht. Die ohne diese Ausreißer berechneten Werte der Schiefe und Kurtosis in der letzten Zeile von Tabelle 1 zeigen, daß die empirische Häufigkeitsverteilung nun nicht mehr signifikant von einer Normalverteilung abweicht⁹. Inwieweit diese Ausreißer auf platzende spekulative Seifenblasen oder neu eintreffende Informationen zurückzuführen sind, soll im weiteren mit einer Autokorrelationsanalyse untersucht werden.

Die Deutsche Bundesbank veröffentlicht seit Februar 1985 regelmäßig DM/US-Dollar-Kurse auf einer halbstündigen Basis (von 8.30 Uhr bis 16.30 Uhr)¹⁰. Mit diesem Datenmaterial ist es möglich, die empirische Analyse mit halbstündigen Veränderungsraten durchzuführen und den

⁹ Daß die sukzessive Eliminierung starker Wechselkursveränderungen aus dem Datensatz zu einer deutlichen Konvergenz zu einer Normalverteilung führt, belegen auch die Untersuchungen von Gaab (1983) und Kaehler (1988).

¹⁰ Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 5: Die Währungen der Welt. Vgl. auch die Erläuterungen und Hinweise dazu, insbesondere zu Tabelle 6: Kassa-Kurse des US-Dollar im Tagesverlauf.

Untersuchungszeitraum auf jeweils wenige Tage zu beschränken. Konkret wird so vorgegangen, daß für 57 der 90 identifizierten Ausreißer folgende Regressionsgleichung geschätzt wird¹¹:

$$(7) \quad \Delta \ln W_t = a_0 + a_1 \ln W_{t-1} + a_2 \Delta \ln W_{t-1} + a_3 \Delta \ln W_{t-2} + a_4 \Delta \ln W_{t-3},$$

wobei der Schätzzeitraum insgesamt neun Tage umfaßt. Er beginnt jeweils vier Tage vor dem Ausreißer und endet vier Tage danach.

Die mit Gleichung (7) erzielten Regressionsergebnisse für die halbstündigen Beobachtungen stimmen mit den Resultaten für die Tagesdaten dahingehend überein, daß die Koeffizienten der verzögerten Veränderungsraten für fast alle untersuchten Tage statistisch nicht signifikant von Null verschieden sind und die geschätzten t -Werte des Koeffizienten a_1 deutlich unterhalb der – bei Fuller (1976, S. 373) tabellarisierten – kritischen Werte liegen¹². Die Schätzungen auf halbstündiger Basis liefern damit zusätzliche Evidenz für ein annäherndes Martingal-Verhalten des DM/US-Dollar-Wechselkurses¹³.

Ein ganz anderer Befund stellt sich jedoch ein, wenn der Schätzzeitraum in zwei Teilperioden aufgeteilt wird, und zwar in eine erste Peri-

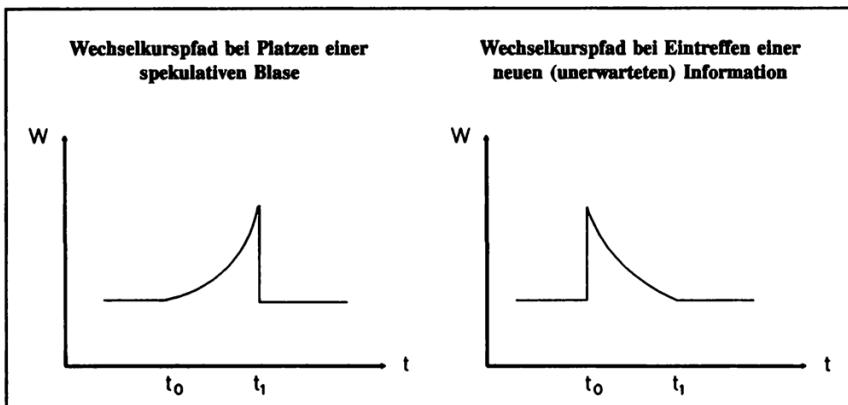


Abbildung 2

¹¹ Die übrigen 33 identifizierten Ausreißer fallen in den Zeitraum vor 1985, für den keine halbstündigen Werte verfügbar sind.

¹² Die Ergebnisse sind in einer ausführlicheren Version dieses Beitrags dokumentiert; vgl. Schwier (1994).

¹³ Gleichlautende Ergebnisse unter Verwendung von Wechselkursdaten mit noch kürzerer Fristigkeit haben Goodhart/Figliuoli (1991) und Goodhart et al. (1993) erhalten.

ode, die unmittelbar vor dem Ausreißer endet, und eine zweite Periode, die direkt nach dem Ausreißer beginnt. Sofern das Platzen einer spekulativen Seifenblase für die beobachtete starke Wechselkursveränderung verantwortlich ist, sollten die Autokorrelationskoeffizienten a_2 bis a_4 in Gleichung (7) in der ersten Teilperiode signifikant positive Werte aufweisen, wohingegen bei der Schätzung für die zweite Teilperiode keine Autokorrelation vorliegen dürfte. Ist die starke Kursveränderung dagegen auf das unerwartete Eintreffen einer neuen und kursrelevanten Information zurückzuführen, dann sollten die Koeffizienten a_2 bis a_4 in der zweiten Teilperiode signifikant negative Werte annehmen, während bei der Schätzung für die erste Teilperiode keine signifikanten Werte zu erwarten sind. Abbildung 2 verdeutlicht diese Überlegungen: Das linke Schaubild zeigt den (idealtypischen) Verlauf einer spekulativen Seifenblase, die in t_0 beginnt und im Zeitpunkt t_1 platzt. Im rechten Schaubild wird hingegen das unerwartete Eintreffen einer neuen kursrelevanten Information im Zeitpunkt t_0 dargestellt, welches eine unmittelbare starke Reaktion des Wechselkurses mit einer anschließenden und allmählichen Rückkehr zum Ausgangsniveau auslöst¹⁴.

IV. Einige Ergebnisse

In den Tabellen 2 und 3 ist eine Auswahl der auf Gleichung (7) basierenden Schätzergebnisse zusammengestellt, wobei zusätzlich das jeweilige Datum und die prozentuale Veränderungsrate gegenüber dem Vortag aufgeführt ist¹⁵. Insgesamt läßt sich für 23 der untersuchten 57 Ausreißer ein Autokorrelationsmuster nachweisen, wie es der Bubble-Hypothese entspricht, und für 16 eines, das in Einklang steht mit dem unerwarteten Eintreffen einer neuen und kursrelevanten Information. Damit sind knapp 70 Prozent der ausfindig gemachten Ausreißer auf platzende spekulative Seifenblasen und neu eintreffende Informationen zurückzuführen. Die Vermutung, daß spekulative Seifenblasen auf den Devisenmärkten eher kurzlebiger Natur sind, wird durch die Resultate in Tabelle 2 bestätigt, denn für die Mehrzahl der untersuchten Ausreißer

¹⁴ Ob der Wechselkurs tatsächlich wieder auf das Ausgangsniveau zurückfällt oder sich, wie im Overshooting-Modell von Dornbusch, allmählich einem neuen Gleichgewichtswert nähert, ändert an der grundsätzlichen Aussage nichts. Die in Abbildung 2 dargestellten Ausschläge können selbstverständlich auch nach „unten“ stattfinden. Auf das zu erwartende Autokorrelationsmuster hat dies jedoch keinen Einfluß.

¹⁵ Eine vollständige Dokumentation sämtlicher Ergebnisse findet sich in Schwier (1994).

haben sich die Autokorrelationskoeffizienten nur dann als signifikant erwiesen, wenn die erste Teilperiode auf ein bis drei Tage verkürzt wurde¹⁶. Gleiches gilt auch für den Einfluß neu eintreffender Informationen auf die Wechselkursentwicklung, der den Ergebnissen in Tabelle 3 zufolge nur wenige Tage anhält (vgl. auch Goodhart et al. 1993).

Daß die tatsächliche Entwicklung des DM/US-Dollar-Kurses ein hohes Maß an Übereinstimmung mit den in Abbildung 2 dargestellten Verläufen aufweist, soll anhand zweier repräsentativer Beispiele belegt werden. Dazu ist in Abbildung 3 die Wechselkursentwicklung innerhalb eines Zeitraums dargestellt, für den die Existenz einer spekulativen Seifenblase nachgewiesen werden konnte, während Abbildung 4 den Einfluß einer neuen Information, in diesem Fall der vorübergehenden Entmachtung des damaligen sowjetischen Präsidenten Gorbatschow, auf den DM/US-Dollar-Wechselkurs sichtbar macht.

In der Tabelle 4 sind – basierend auf den Devisenmarktberichten der Frankfurter Allgemeinen Zeitung – einige Hinweise zu den vermuteten Ursachen der als Ausreißer identifizierten starken Wechselkursveränderungen aufgeführt. Danach ist in zwei Fällen (am 6.1.1988 und am 21.7.1992) das Platzen einer spekulativen Seifenblase auf mitunter massive Interventionen der Zentralbanken zurückzuführen. Die Veröffentlichung aktueller Daten in bezug auf die Entwicklung kursrelevanter makroökonomischer Variablen kann ebenfalls – wie zum Beispiel am 26.5.1989 – das Platzen einer spekulativen Seifenblase herbeiführen, wenn damit die Erwartungsbildung der Marktteilnehmer grundlegend beeinflusst wird. Derartige Vermutungen wurden zwar schon häufiger geäußert (vgl. z.B. Dornbusch 1983), konnten aber bislang nicht empirisch belegt werden. Als neue Informationen, die starke Kursausschläge verursacht haben, sind diesen Angaben zufolge politische Ereignisse anzusehen, wie im April 1986 der Luftangriff der Vereinigten Staaten auf Libyen oder im August 1991 der gescheiterte Putschversuch in Moskau, aber auch weitaus weniger dramatische Auslöser, wie zum Beispiel Leitzinsänderungen der Zentralbanken oder die Veröffentlichung statistischer Daten (23.12.1991 und 7.9.1992).

¹⁶ Eine Verkürzung des Schätzzeitraums nach dem Ausreißer zeigt nur in einigen wenigen Fällen signifikant negative Autokorrelationskoeffizienten, was bedeutet, daß spekulative Seifenblasen abrupt platzen und ihnen nicht „langsam die Luft ausgeht“.

Tabelle 2
Schätzergebnisse: Spekulative Seifenblasen

a ₀	a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	F-Statistik a ₂ =a ₃ =a ₄ =0	N
0,81** (6,88)	-0,93** (6,88)	0,58** (4,38)	-0,10 (0,67)	0,42** (3,14)	10,81**	17
8.4.86	-2,26					
0,06** (2,50)	-0,07 (2,52)	0,04 (0,35)	-0,08 (0,82)	-0,04 (0,41)	0,34	84
0,34** (4,29)	-0,56** (4,30)	0,30** (2,33)	0,28** (2,21)	0,10 (0,78)	2,83**	64
28.1.87	-2,45					
0,03 (1,50)	-0,05 (1,49)	0,08 (0,85)	0,08 (0,86)	-0,01 (0,01)	0,50	84
0,02 (0,87)	-0,03 (0,85)	0,46** (2,13)	0,13 (0,57)	-0,07 (0,30)	2,43*	27
6.1.88	2,04					
0,04** (2,15)	-0,09 (2,14)	0,10 (0,94)	0,07 (0,68)	0,06 (0,56)	0,69	86
0,70** (4,94)	-1,00** (4,94)	0,15 (0,83)	0,47** (2,60)	0,40* (2,14)	2,89*	17
26.5.89	-2,37					
0,05* (1,81)	-0,07 (1,80)	0,13 (1,44)	0,07 (0,79)	-0,02 (0,17)	0,98	84
0,01 (0,40)	-0,03 (0,39)	0,39* (1,83)	0,57** (2,65)	-0,35 (1,40)	3,70**	27
20.3.91	2,45					
-0,001 (0,05)	0,002 (0,07)	0,07 (0,69)	0,15 (1,39)	-0,12 (1,13)	1,07	87
0,01 (0,79)	-0,03 (0,81)	-0,12 (0,66)	0,40** (2,28)	0,14 (0,75)	2,03	33
21.7.92	3,03					
0,06** (2,07)	-0,14 (2,07)	-0,06 (0,58)	0,01 (0,10)	0,01 (0,16)	0,12	83

Werte der t-Statistik in Klammern. Ein mit * (**) gekennzeichnete Wert zeigt an, daß die Nullhypothese auf dem 10%- (5%-) Niveau abzulehnen ist. In der ersten Zeile sind jeweils die Schätzergebnisse vor dem "Ausreißer" angegeben, in der zweiten Zeile das Datum und die prozentuale Veränderungsrate des Kassakurses gegenüber dem Vortag und in der dritten Zeile die Schätzergebnisse nach dem "Ausreißer". N bezeichnet die Anzahl der (halbständigen) Beobachtungen.

Tabelle 3

Schätzergebnisse: Neu eintreffende Informationen

a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	F-Statistik $a_2 = a_3 = a_4 = 0$	N
0,04 (0,61)	-0,04 (0,62)	-0,05 (0,35)	-0,14 (1,03)	-0,003 (0,02)	0,37	64
23.9.85	-5,75					
0,32** (2,91)	-0,32* (2,91)	-0,04 (0,33)	-0,02 (0,22)	-0,23** (2,09)	1,59	47
0,10* (1,88)	-0,12 (1,88)	0,11 (0,84)	0,004 (0,03)	-0,07 (0,51)	0,36	64
16.4.86	-2,85					
0,06** (2,14)	-0,08 (2,26)	-0,33** (2,53)	-0,46** (3,58)	-0,30** (2,19)	5,60**	47
0,06 (1,38)	-0,10 (1,37)	0,15 (1,00)	0,11 (0,70)	-0,19 (1,28)	1,11	51
19.8.91	4,06					
-0,03 (1,48)	0,05 (1,44)	-0,12** (2,01)	0,07 (1,24)	-0,08 (1,31)	3,36**	50
0,01 (0,48)	-0,03 (0,49)	-0,27 (1,62)	-0,15 (0,89)	0,13 (0,83)	1,60	47
23.12.91	-2,49					
0,11** (4,72)	-0,26** (4,73)	-0,13 (1,41)	-0,27** (2,93)	0,10 (0,99)	4,28**	77
0,03 (1,16)	-0,06 (1,16)	-0,07 (0,51)	-0,05 (0,40)	0,18 (1,42)	0,93	64
10.1.92	2,37					
0,04* (1,82)	-0,09 (1,79)	-0,15** (2,12)	-0,10 (1,42)	-0,21** (2,78)	4,13**	33
0,03 (1,44)	-0,08 (1,41)	0,19 (0,86)	0,14 (0,65)	0,02 (0,11)	0,42	30
7.9.92	-1,86					
0,01 (0,25)	-0,02 (0,27)	-0,18** (2,24)	-0,21** (2,99)	-0,16** (2,12)	6,96**	37

Vgl. die Anmerkungen zu Tabelle 2.

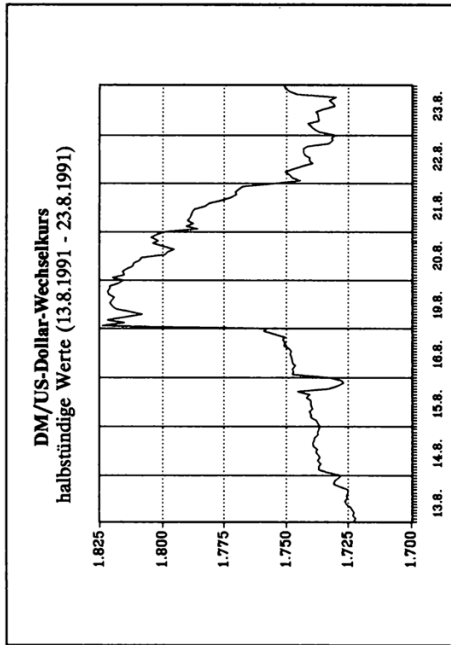


Abbildung 4

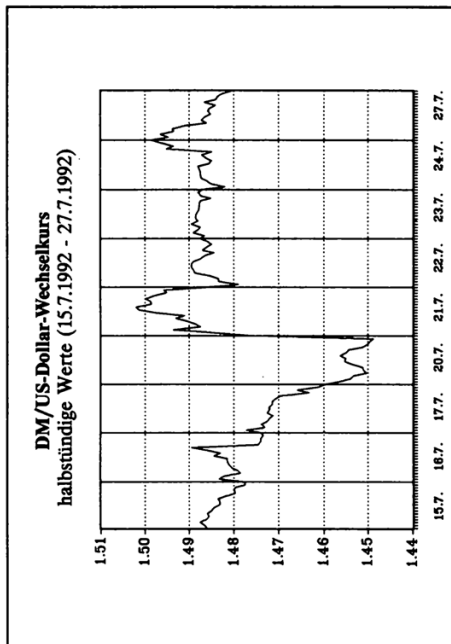


Abbildung 3

Tabelle 4

Starke Wechselkursveränderungen und ihre Ursachen

23.9.1985	-5,75	Ankündigung der Finanzminister auf dem überraschend einberufenen Fünfergipfel, die wichtigsten Währungen gegenüber dem US-Dollar durch gemeinsame Interventionen zu stärken (Plaza-Abkommen).
8.4.1986	-2,26	Der US-Dollar verlor für viele Marktteilnehmer überraschend in einem hektischen Marktgeschehen deutlich an Boden.
16.4.1986	-2,85	Gerüchte über Tod Ghadaffis nach US-Bombenangriff; Erwartung einer Diskontsatzsenkung in den USA.
28.1.1987	-2,45	Die Marktteilnehmer sahen sich durch eine Rede von Präsident Reagan in ihrer Erwartung auf niedrige Dollarkurse bestätigt.
6.1.1988	2,04	Massive Interventionen der Zentralbanken, an denen sich erstmals auch die amerikanische Notenbank beteiligte; Gerüchte über festgelegte Zielzonen.
26.5.1989	-2,37	Nach unten korrigierte Erwartung für das BSP-Wachstum in den USA.
20.3.1991	2,45	Freundliche Stimmung gegenüber dem US-Dollar. Der am Nachmittag veröffentlichte amerikanische Handelsbilanzsaldo lag im Rahmen der Vorhersagen.
19.8.1991	4,06	Meldung von der Entmachtung Gorbatschows.
23.12.1991	-2,49	In ihrer Höhe überraschende Diskontsatzsenkung in den USA.
10.1.1992	2,37	Gerüchte über eine angeblich beschlossene Senkung der japanischen Importzölle haben Hoffnungen auf Anstieg der amerikanischen Ausfuhren geweckt.
21.7.1992	3,03	Konzertierte Dollar-Käufe gegen D-Mark unter Führung der amerikanischen Notenbank und der Deutschen Bundesbank.
7.9.1992	-1,86	Überraschend schlechte amerikanische Arbeitsmarktdaten lösten Senkung des Tagesgeldrichtsatzes durch die Federal Reserve Bank aus.

Quelle: Frankfurter Allgemeine Zeitung (Devisenberichte), verschiedene Ausgaben.

V. Schlußbemerkungen

Das Ziel der hier durchgeführten Untersuchung war es, erstens die Existenz spekulativer Seifenblasen auf den Devisenmärkten empirisch nachzuweisen und zweitens die Hypothese zu überprüfen, daß es sich dabei um kurzlebige, d.h. nur wenige Tage andauernde Entwicklungen handelt. Die vorgestellten Ergebnisse stützen sowohl die Bubble-Hypo-

these als auch die Kurzlebigkeit derartiger Phänomene. Inwieweit spekulative Seifenblasen realwirtschaftliche Auswirkungen haben, läßt sich endgültig nur durch weiterführende Analysen feststellen. Vermutlich ist ihr Einfluß nicht allzu gravierend, denn sporadisch auftretende und lediglich zwei bis drei Tage andauernde Blasen dürften wohl wenig Schaden verursachen. Hinzu kommt, daß die lange Zeit vorherrschende Befürchtung, wonach das mit flexiblen Wechselkursen verbundene erhöhte Wechselkursrisiko den internationalen Handel beeinträchtigt, mittlerweile als weitgehend widerlegt angesehen werden muß. Dieses Resultat ist deshalb auch für die realen Wirkungen spekulativer Seifenblasen von Bedeutung, weil die dabei vorgenommene Quantifizierung der Wechselkursunsicherheit in der Regel unter Verwendung von Indikatoren der ex post-beobachteten Wechselkursentwicklung erfolgt, die mithin auch die durch spekulative Seifenblasen verursachte Variabilität erfassen. Staatliche Eingriffe in das Devisenmarktgeschehen lassen sich, zumindest was den Wechselkurs der D-Mark gegenüber dem US-Dollar betrifft, mit dem hier vorgelegten Befund nicht begründen.

Literatur

- Blanchard, O. J.* (1979): Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations, in: *Economics Letters*, Vol. 3, S. 387 - 389. – *Blanchard, O. J., Fischer, S.* (1989): *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge/London. – *Blanchard, O. J., Watson, M. W.* (1982): Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets, in: *Wachtel, P.* (Hrsg.): *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington/Toronto, S. 295 - 315. – *D'Agostino, R. B.* (1986): Tests for the Normal Distribution, in: *D'Agostino, R. B., Stephens, M. A.* (Hrsg.): *Goodness-Of-Fit Technique*, New York, S. 367 - 420. – *Dornbusch, R.* (1982): Equilibrium and Disequilibrium Exchange Rates, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 102. Jg., S. 573 - 599. – *Dornbusch, R.* (1983): Flexible Exchange Rates and Interdependence, in: *IMF Staff Papers*, Vol. 30, S. 3 - 30. – *Evans, G. W.* (1986): A Test for Speculative Bubbles in the Sterling-Dollar Exchange Rate: 1981 - 1984, in: *American Economic Review*, Vol. 76, S. 621 - 636. – *Flood, R. P., Hodrick, R. J.* (1990): On Testing for Speculative Bubbles, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 2, S. 85 - 101. – *Frenkel, J. A., Mussa, M.* (1980): The Efficiency of Foreign Exchange Markets and Measures of Turbulence, in: *American Economic Review*, Vol. 70, S. 374 - 381. – *Fuller, W. A.* (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, New York/Chichester/Brisbane/Toronto. – *Gaab, W.* (1983): *Devisenmärkte und Wechselkurse*, Berlin/Heidelberg/New York/Tokyo. – *Gaab, W.* (1990): Möglichkeiten und Grenzen des Erkennens spekulativer Bubbles an den Devisenmärkten, in: *Filc, W., Köhler, C.* (Hrsg.): *Kooperation, Autonomie und Devisenmarkt*, Berlin, S. 67 - 97. – *Goodhart, C. A. E., Figliuoli, L.* (1991): Every Minute Counts in Financial Markets, in: *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, S. 23 - 52. – *Goodhart, C. A. E., Hall, S. G., Hendry, S. G. B.,*

Pesaran, B. (1993): News Effects in a High-Frequency Model of the Sterling-Dollar Exchange Rate, in: *Pesaran, M. H., Potter, S. M.* (Hrsg.): *Nonlinear Dynamics, Chaos and Econometrics*, Chichester/New York/Brisbane/Toronto/Singapore, S. 199 - 211. – *Hsieh, D. A.* (1988): The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974 - 1983, in: *Journal of International Economics*, Vol. 24, S. 129 - 145. – *Jung, A. C.* (1992): European Monetary Systems, Chur/Zürich. – *Kaehler, J.* (1988): Statistische Modelle für den DM-Dollar-Wechselkurs, in: *Kräger, H.* (Hrsg.): *Empirische Wirtschaftsforschung*. Heinz König zum 60. Geburtstag, Frankfurt a. Main/New York, S. 131 - 173. – *Kalyvitis, S., Pittis, N.* (1994): Testing for Exchange Rate Bubbles Using Variance Inequalities, in: *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, S. 359 - 367. – *Kaminsky, G.* (1993): Is There a Peso Problem? Evidence from the Dollar/Pound Exchange Rate, 1976 - 1987, in: *American Economic Review*, Vol. 83, S. 450 - 472. – *Krasker, W. S.* (1980): The 'Peso Problem' in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, S. 269 - 276. – *Krugman, P. R.* (1985): Is the Strong Dollar Sustainable?, in: *Federal Reserve Bank of Kansas City* (Hrsg.): *The U.S. Dollar - Recent Developments, Outlook, and Policy Options*, Jackson Hole, S. 103 - 132. – *Krugman, P. R.* (1989): *Exchange Rate Instability*, Cambridge/London. – *League of Nations* (1944): *International Currency Experience. Lessons from the Inter-War Period*, Genf, Reprint, o.O. 1947. – *Levich, R. M.* (1985): Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency, in: *Jones, R. W., Kenen, P. B.* (Hrsg.): *Handbook of International Economics*, Vol. II, Amsterdam/New York/Oxford, S. 979 - 1040. – *Meese, R. A.* (1986): Testing for Speculative Bubbles in Exchange Markets: A Case of Sparkling Rates?, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 94, S. 345 - 373. – *Mussa, M. L.* (1985): Commentary on 'Is the Strong Dollar Sustainable?', in: *Federal Reserve Bank of Kansas City* (Hrsg.): *The U.S. Dollar - Recent Developments, Outlook, and Policy Options*, Jackson Hole, S. 133 - 155. – *Muth, J. F.* (1961): Rational Expectations and the Theory of Price Movements, in: *Econometrica*, Vol. 29, S. 315 - 335. – *Okina, K.* (1984): Rational Expectation, Bubbles, and Foreign Exchange Market, in: *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 2, S. 81 - 118. – *Okina, K.* (1985): Empirical Tests of 'Bubbles' in the Foreign Exchange Market, in: *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 3, S. 1 - 46. – *Schlittgen, R.* (1990): Einführung in die Statistik. Analyse und Modellierung von Daten, 2. Aufl., München/Wien. – *Schulmeister, S.* (1988): Currency Speculation and Dollar Fluctuations, in: *Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review*, No. 167, S. 343 - 365. – *Schwier, R.* (1993): *Wechselkursunsicherheit und Außenhandel*, Berlin. – *Schwier, R.* (1994): *Spekulative Seifenblasen auf den Devisenmärkten - Ein kurzlebiges Phänomen?*, Beiträge des Instituts für Empirische Wirtschaftsforschung der Universität Osnabrück, Beitrag Nr. 38, Osnabrück. – *Shiller, R. J.* (1978): Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, S. 1 - 44. – *Takagi, S.* (1988): On the Statistical Properties of Floating Exchange Rates: A Reassessment of Recent Experience and Literature, in: *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 6, S. 61 - 91. – *Woo, W. T.* (1987): Some Evidence of Speculative Bubbles in the Foreign Exchange Markets, in: *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 19, S. 499 - 514.

Zusammenfassung

Spekulative Seifenblasen auf den Devisenmärkten – Ein kurzlebiges Phänomen?

Die Existenz spekulativer Seifenblasen auf den Devisenmärkten konnte bislang empirisch nicht eindeutig belegt werden. In diesem Beitrag wird die Hypothese überprüft, daß spekulative Seifenblasen kurzlebige, d.h. nur wenige Tage andauernde Entwicklungen darstellen. Das entwickelte Testverfahren ermöglicht zugleich eine Ursachenanalyse starker Wechselkursveränderungen. Die Ergebnisse für den (täglichen) Wechselkurs der D-Mark gegenüber dem US-Dollar stützen sowohl die Existenz als auch die Kurzlebigkeit derartiger Phänomene. Darüber hinaus wird gezeigt, daß starke Kursveränderungen auch auf neu eintreffende Informationen zurückgeführt werden können.

Summary

Speculative Bubbles in the Foreign Exchange Market – A Short-Lived Phenomenon?

From an empirical viewpoint the existence of speculative bubbles in the foreign exchange market is not well established. This paper tests the hypothesis that speculative bubbles are a short-lived phenomenon. To explain large exchange rate changes a new test procedure is developed that allows to distinguish between bursting bubbles and news effects. For the (daily) deutsche mark/U.S. dollar exchange rate the existence of speculative bubbles and the short duration of life-hypothesis is supported. Evidence is also found that news effects influence the exchange rate, but these effects are not permanent. News effects were quickly reversed over the following few days.

Résumé

Bulles spéculatives sur les marchés des changes – Un phénomène de courte durée?

Jusqu'à l'heure actuelle, on n'a pas encore clairement prouvé du point de vue empirique l'existence de bulles spéculatives sur les marchés des changes. Cet article examine l'hypothèse que les bulles spéculatives sont de courte durée, c'est-à-dire de quelques jours seulement. Le test développé ici permet en même temps d'analyser les causes de fortes fluctuations des cours de change. Les résultats pour le taux de change quotidien DM/USD soutiennent aussi bien la thèse de l'existence que celle de la courte durée d'un tel phénomène. En outre, l'auteur montre que de fortes variations de cours peuvent aussi être dues à l'apparition de nouvelles informations.