

Die Aktienhaussen der 80er- und 90er-Jahre: Waren es spekulative Blasen?*

Von Martin T. Bohl, Frankfurt (Oder)

I. Einleitung

Die Aktienkursentwicklung seit Mitte der Neunzigerjahre hat unter Investoren, Geldpolitikern und Wissenschaftlern die Diskussion über fundamental gerechtfertigte und nichtfundamental gerechtfertigte Aktienkursentwicklungen neu entfacht. Während die theoretische und empirische Diskussion über spekulative Blasenprozesse in den Achtzigerjahren mit den Arbeiten von Blanchard und Watson (1982), Tirole (1982), West (1987) und Diba und Grossman (1988a, 1988b) ihren Höhepunkt hatte und noch vereinzelt Ausläufer in den Neunzigerjahren besaß (Evans (1991); Froot und Obstfeld (1991); Charemza und Deadman (1995)), wird nach einigen Jahren Stillstand über spekulative Blasen als Aktienkursdeterminante wieder intensiv diskutiert. Ganz sicher gehören Alan Greenspans Äußerungen im Dezember 1996 zur *Irrational Exuberance* US-amerikanischer Aktienkurse und das gleichnamige Buch von Shiller (2001) zu den wesentlichen Triebfedern dieser Diskussion.¹

Es handelt sich dabei auch um eine Grundsatzdebatte. Entsprechend der Theorie effizienter Märkte (Fama (1970, 1991)) können auf Aktienmärkten keine spekulativen Blasen existieren. Abweichungen des aktuel-

* Den Teilnehmern des Joint Lunchtime Seminars der Europäischen Zentralbank, der Deutschen Bundesbank und des Center for Financial Studies, Frankfurt/Main, des Danziger Forschungsinstituts für Marktwirtschaft, des Finanzwirtschaftlichen Seminars der Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt/Main und der Universität Witten-Herdecke, der MacroModels' 2002 Konferenz in Cedzyna, des ZEW-Forschungsseminars, Mannheim, des geldpolitischen Forschungsseminars der Universität der Bundeswehr Hamburg sowie Jörg Breitung, Robert F. Engle, Harald Henke, Jan Pieter Krahen und insbesondere Dirk Schiereck sowie einem anonymen Gutachter sei für wertvolle Kommentare und Diskussionen gedankt. Verbleibende Mängel gehen vollständig zu meinen Lasten.

¹ Zu den neueren Arbeiten zählen u. a. Garber (2000), Heaton und Lucas (2000), McGrattan und Prescott (2000), Chirinko und Schaller (2001), Engsted und Tanggaard (2001), Balke und Wohar (2001, 2003), Psaradakis, Sola und Spagnolo (2002) sowie Hunter, Kaufman und Pomerleano (2002).

len Aktienkurses vom Fundamentalwert – definiert als Summe künftig erwarteter diskontierter Cash-flows – werden durch Arbitrageaktivitäten rational handelnder Investoren zügig abgebaut und haben damit keinen dauerhaften Bestand. Spekulative Blasen hingegen sind nichtfundamentale Aktienkursserhöhungen, die sich durch selbsterfüllende Erwartungen fortpflanzen und zu längerfristigen Abweichungen vom Fundamentalwert führen. Solche nichtfundamentalen Aktienkursentwicklungen sind mit der Theorie effizienter Märkte nicht vereinbar.

Aus wirtschaftspolitischer Sicht ist die Diskussion insbesondere im Hinblick auf die möglichen Auswirkungen eines Platzens von spekulativen Blasen von Bedeutung. So argumentiert Allen (2001), dass spekulative Blasen unter der Vielzahl der Aktienkursanomalien aufgrund der potenziellen Folgen eines Crashes für das Finanzsystem und auch für die realwirtschaftliche Entwicklung von Volkswirtschaften das bedeutendste Phänomen sind. Als eindrucksvolles Beispiel verweist Allen auf die ökonomische Entwicklung in Japan in den Neunzigerjahren.

Empirische Untersuchungen zur Existenz spekulativer Komponenten in Aktienkursen stehen vor dem grundsätzlichen Problem, dass spekulative Blasen *per se* nicht beobachtbar und daher keinem direkten Schätz- und Testansatz zugänglich sind. Diba und Grossman (1984, 1988b) schlagen erstmals die Verwendung von Einheitswurzeltests (Dickey und Fuller (1981)) und Kointegrationsansätzen (Bhargava (1986); Engle und Granger (1987)) vor. Basierend auf einem Barwertmodell mit konstantem Diskontsatz lassen die auf dieser methodischen Basis erhaltenen empirischen Resultate auf die Existenz von spekulativen Blasen schließen, falls Aktienkurse im Vergleich zu Dividenden explosivere Dynamiken aufweisen. Solche Ansätze sind mehrfach für den US-amerikanischen Aktienmarkt mit widersprüchlicher Evidenz implementiert worden (Campbell und Shiller (1987); Diba und Grossman (1988b); Froot und Obstfeld (1991)).²

Mit dem Diba/Grossman-Ansatz ist sowohl ein ökonomisches als auch ein methodisches Problem verbunden. Die von Diba und Grossman unterstellte spekulative Blase weist einen ausschließlich explosiven Charakter auf und platzt daher nicht, sodass eine einmal in Gang gekom-

² Die Alternative zur Anwendung von Integrations- und Kointegrationsverfahren besteht in der Implementierung von Spezifikationstests auf der Grundlage eines Gleichgewichtsmodells (West (1987)). Die Notwendigkeit zur Formulierung eines korrekten Gleichgewichtsmodells stellt einen gewichtigen Nachteil dieses Ansatzes dar, da die Wahl eines inkorrekten Gleichgewichtsmodells für Evidenzen zugunsten von spekulativen Blasen verantwortlich sein kann. Solche Testansätze spielen derzeit in der Literatur keine Rolle.

mene Blase zu einer permanenten Entfernung des Aktienkurses vom Fundamentalwert führt. Stattdessen ist es aus ökonomischer Sicht sinnvoll anzunehmen, dass spekulative Blasen die Eigenschaft des periodischen Platzens aufweisen (Evans (1991)). Auch wenn der Verlauf periodisch platzender spekulativer Blasen ökonomisch plausibler als eine ausschließlich explosive Dynamik ist, geht mit solchen Blasen ein methodisches Problem einher: Die Anwendung konventioneller Einheitswurzel- und Kointegrationstests führt nämlich mit hoher Wahrscheinlichkeit zu inkorrekten Schlussfolgerungen hinsichtlich der Existenz spekulativer Blasen in Aktienkursen.

Die Ursache für die hohe Wahrscheinlichkeit einer Fehleinschätzung liegt in der Konstruktion der konventionellen Ansätze begründet. Diese enthalten als Nullhypothese die Existenz einer Einheitswurzel und postulieren als Alternativhypothese einen autoregressiven linearen Prozess. Im Fall periodisch platzender Blasen ist die Blasenkomponente jedoch ein nichtlinearer Prozess, der außerhalb der Spezifikation konventioneller Ansätze liegt. Aufgrund dieser Fehlspezifikation zeigen die konventionellen Tests inkorrekterweise die Abwesenheit von spekulativen Blasen an, auch wenn de facto Aktienkurse periodisch platzende Blasen enthalten. Die Untersuchungen unterliegen somit einer Verzerrung in Form einer zu häufigen Ablehnung der Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel (Evans (1991); Charemza und Deadman (1995)).

Ein Testansatz zur Untersuchung spekulativer Blasen in Aktienkursen sollte daher Nichtlinearitäten Rechnung tragen können. Der Momentum-Threshold-Autoregressive-(MTAR-)Ansatz von Enders und Granger (1998) sowie Enders und Siklos (2001) eignet sich zur Analyse periodisch platzender spekulativer Blasen im Besonderen, da auf seiner Grundlage die Modellierung asymmetrischer Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht möglich ist. Sollten Aktienkurse periodisch platzende Blasen enthalten, ist das Verfahren prinzipiell zur Aufdeckung solcher Blasendynamiken geeignet. Die empirischen Resultate sind von zentralem Interesse, da sie einen Anhaltspunkt über die Existenz fundamental nicht gerechtfertigter Komponenten in Aktienkursen gegenüber ausschließlich fundamental bedingten Aktienkursentwicklungen ermöglichen. Damit lassen sich empirisch gesicherte Hinweise auf die Frage liefern, ob die Aktienkurserrhöhungen der Achtziger- und Neunzigerjahre auch von spekulativen Blasen getrieben wurden. In der vorliegenden Arbeit wird dieser Frage mit Hilfe des MTAR-Verfahrens für den britischen, deutschen und US-amerikanischen Aktienmarkt nachgegangen.

Der vorliegende Beitrag ist folgendermaßen strukturiert: Zunächst wird in Abschnitt II. das Barwertmodell mit zeitvariablem Diskontsatz zusammen mit dem spekulativen Blasenprozess vorgestellt. In Abschnitt III. erfolgt die Diskussion der ökonometrischen Methodik zur Untersuchung der logarithmierten Dividendenrendite, und Abschnitt IV. enthält die empirischen Resultate für die drei Aktienmärkte. Abschnitt V. fasst die Ergebnisse zusammen und liefert Schlussfolgerungen auch für künftige potenzielle Forschungsanstrengungen.

II. Fundamentaler Aktienkurs und spekulativer Blasenprozess

Das Ziel der nächsten beiden Abschnitte besteht darin, die theoretische Grundlage für die Anwendung des MTAR-Ansatzes zu legen. Dazu wird zunächst in Abschnitt II.1. eine testbare Implikation des Barwertmodells abgeleitet, die empirisch gestützte Anhaltspunkte über die langfristige Gültigkeit des Barwertmodells ermöglicht. Durch die zusätzliche Berücksichtigung eines spekulativen Blasenprozesses gelingt die theoretische Fundierung von blasenspezifischen kurzfristigen Dynamiken unter Beibehaltung der langfristigen Gültigkeit des Barwertmodells. Diesem Aspekt widmet sich Abschnitt II.2.

1. Barwertmodell bei gültiger Transversalitätsbedingung

Der theoretische Ausgangspunkt der vorliegenden Untersuchung ist ein Barwertmodell, in dem der Aktienkurs gleich den diskontierten künftigen erwarteten Dividenden ist und die Diskontierung mit einem zeitvariablen Diskontsatz erfolgt.³ Im Folgenden bezeichnet P_{t+1} den Aktienkurs am Ende der Periode $t+1$ und D_{t+1} die Dividende während des Zeitraums $t+1$. Des Weiteren kennzeichnen Kleinbuchstaben den Logarithmus einer Variablen. Die in Logarithmen definierte Rendite:

$$(1a) \quad r_{t+1} = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t)$$

$$(1b) \quad = p_{t+1} - p_t + \log(1 + \exp(d_{t+1} - p_{t+1}))$$

enthält mit dem letzten Term auf der rechten Seite des Gleichheitszeichens in (1b) eine nichtlineare Funktion der logarithmierten Dividenden-

³ Zur detaillierten Diskussion von Barwertmodellen siehe *Campbell, Lo und MacKinlay* (1997) und *Cochrane* (2001). Die im Folgenden gewählte Darstellung geht auf *Campbell und Shiller* (1988) zurück und kann sich daher auf die wesentlichen Aspekte beschränken.

rendite. Die Linearisierung der logarithmierten Rendite wird durch Anwendung der Taylor-Expansion erster Ordnung erreicht:

$$(2) \quad r_{t+1} \approx k + \rho p_{t+1} + (1 - \rho)d_{t+1} - p_t,$$

wobei ρ und k Linearisierungsparameter darstellen. Im Vergleich zur Gleichung (1a) enthält die lineare Approximation der logarithmierten Rendite (2) die Summe der Konstanten (k) zuzüglich des gewichteten Durchschnitts aus logarithmiertem Aktienkurs (ρp_{t+1}) und logarithmierter Dividende ($(1 - \rho)d_{t+1}$) anstelle der logarithmierten Summe aus Aktienkurs und Dividende ($p_{t+1} + d_{t+1}$).

Um eine eindeutige mathematische Lösung für den Aktienkurs sicherzustellen und dadurch nichtfundamentale Komponenten auszuschließen, wird die Transversalitätsbedingung in Form von:

$$(3) \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j p_{t+j} = 0$$

eingeführt. Die Transversalitätsbedingung besagt, dass der diskontierte logarithmierte Aktienkurs in der Grenzbetrachtung gleich Null ist. Unter dieser Voraussetzung resultiert nach einigen mathematischen Umformungen die logarithmierte Dividendenrendite:

$$(4) \quad d_t - p_t = -\frac{k}{1 - \rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}) \right],$$

wobei Δ die erste Differenz bezeichnet. Ist das erwartete künftige Dividendenwachstum Δd_t hoch und/oder die künftig erwarteten Renditen r_t niedrig, so ist gemäß Gleichung (4) die logarithmierte Dividendenrendite niedrig. Dementsprechend impliziert ein hoher Aktienkurs zum heutigen Zeitpunkt hohe künftig erwartete Dividenden und/oder niedrige künftig erwartete Renditen.

Im Hinblick auf die in dem vorliegenden Beitrag angestrebte empirische Implementierung liefert die Gleichung für die logarithmierte Dividendenrendite den zentralen Ansatzpunkt. Folgen die erste Differenz der logarithmierten Dividenden Δd_t und die logarithmierte Rendite r_t stationären Prozessen, so sind der Logarithmus der Dividenden und des Aktienkurses kointegriert mit dem Kointegrationsvektor $[1, -1]$. Die logarithmierte Dividendenrendite ist daher ein stationärer Prozess.⁴ Diese theo-

⁴ Neben *Campbell* und *Shiller* (1988) siehe hierzu auch die Arbeiten von *Cochrane* und *Sbordone* (1988) sowie *Craine* (1993).

retisch fundierte und empirisch testbare Implikation des Barwertmodells ist auch einer ökonomisch intuitiven Interpretation zugänglich. Die Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen dem logarithmierten Aktienkurs und der logarithmierten Dividende impliziert eine langfristig stabile Relation zwischen beiden Zeitreihen. Der logarithmierte Aktienkurs kann sich langfristig nicht von der logarithmierten Dividende entfernen und folgt damit seiner fundamentalen Determinante. Nichtfundamentale Komponenten, die wie spekulative Blasen zu längerfristigen Abweichungen vom fundamentalen Aktienkurs führen, spielen für die Aktienkursentwicklung hingegen keine Rolle.

2. Barwertmodell bei Berücksichtigung spekulativer Blasen

Dem Barwertmodell liegt die Annahme einer gültigen Transversalitätsbedingung (siehe Gleichung (3)) zugrunde, die eine eindeutige mathematische Lösung für den Aktienkurs garantiert. Aus ökonomischer Sicht impliziert die Gültigkeit der Transversalitätsbedingung, dass nichtfundamentale Komponenten als Determinante des Aktienkurses ausgeschlossen werden. Falls hingegen die Transversalitätsbedingung keine Gültigkeit besitzt, existiert eine infinite Anzahl von Lösungen. Somit ermöglicht die Aufgabe der Annahme einer gültigen Transversalitätsbedingung die Einführung nichtfundamentaler Komponenten in das Barwertmodell. Dies erlaubt die Modellierung von Abweichungen des tatsächlichen Aktienkurses von seinem Fundamentalwert und die Berücksichtigung spekulativer Blasenprozesse.

Wie bereits in der Einleitung angedeutet, sind spekulative Blasen in der Literatur meist als nichtfundamentale Aktienkurserrhöhungen definiert, die durch externe Ereignisse oder Gerüchte ausgelöst und dann durch selbsterfüllende Erwartungen getrieben werden.⁵ Während ein einmal in Gang gekommener und sich in der Folge permanent von seinem Fundamentalwert entfernender Blasenprozess ökonomisch nicht plausibel ist, sind Prozesse in Form von periodisch platzenden Blasen weitaus sinnvoller. Periodisch platzende Blasen sind dadurch charakterisiert, dass sich Aktienkurse von ihrem Fundamentalwert entfernen und, nachdem sie ein hohes Niveau erreicht haben, drastisch sinken. Nach

⁵ Im Unterschied zu exogenen spekulativen Blasen hängen die von *Froot* und *Obstfeld* (1991) vorgeschlagenen intrinsischen spekulativen Blasen ausschließlich und nichtlinear vom Fundamentalfaktor ab. *Froot/Obstfeld*-Blasen werden in der Literatur auch als endogene spekulative Blasen bezeichnet, da für ihre Entstehung eine modellendogene Erklärung geliefert wird, die exogene Blasen nicht besitzen.

dem Platzen der spekulativen Blase kann der Blasenprozess erneut starten (Blanchard und Watson (1982); Evans (1991); Charemza und Deadman (1995)). Eine weitere Eigenschaft periodisch platzender Blasen besteht darin, dass negative Blasenbildung ausgeschlossen wird. Somit sind ausschließlich positive spekulative Blasen möglich, was eine Asymmetrie in den Abweichungen der tatsächlichen Aktienkurse vom fundamentalen Aktienkurs impliziert.⁶

Der von Charemza und Deadman (1995) vorgeschlagene spekulative Blasenprozess besitzt alle oben diskutierten Eigenschaften. Ferner ist er allgemeiner formuliert als die von Blanchard und Watson (1982) sowie Evans (1991) verwendeten Modelle und aufgrund seiner logarithmischen Formulierung mit dem oben vorgestellten Barwertmodell kompatibel. Der Charemza/Deadman-Prozess lautet:

$$(5) \quad b_t = \vartheta_t b_{t-1} u_t,$$

wobei b_t den in Logarithmen definierten Blasenterm, ϑ_t eine Zufallsvariable mit dem Erwartungswert $E\vartheta_t = 1 + r_t$ und u_t eine stationäre Zeitreihe mit identisch, aber nicht notwendigerweise unabhängig verteilten Zufallsvariablen mit $E(u_t) = 1$ bezeichnen. Durch Addition des Blasenterms (5) auf der rechten Seite von Gleichung (4):

$$(6) \quad d_t - p_t = -\frac{k}{1-\rho} + E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j (-\Delta d_{t+1+j} + r_{t+1+j}) \right] + b_t$$

lassen sich spekulative Blasen in das Barwertmodell integrieren. Die zeitreihenanalytischen Eigenschaften der logarithmierten Dividendenrendite werden nach Aufgabe der Annahme einer gültigen Transversalitätsbedingung neben der ersten Differenz der logarithmierten Dividenden und den erwarteten logarithmierten Renditen auch durch die Eigenschaften des Blasenterms determiniert.

Zwei Eigenschaften des Blasenprozesses und deren Implikationen sind dabei von zentraler Bedeutung. Erstens, spekulative Blasen folgen Martingalprozessen $E_{t-1} b_t = (1 + r_t) b_{t-1}$. Falls eine spekulative Blase existiert, taucht auf der rechten Seite der Gleichung (6) ein nichtstationärer Prozess b_t auf, sodass d_t und p_t im Zeitraum der spekulativen Blase nicht

⁶ Die Nichtnegativitätseigenschaft besitzen nicht nur die Modelle periodisch platzender Blasen, sondern generell die überwiegende Anzahl der Blasenmodelle. Eine Ausnahme stellt der Ansatz von Weil (1990) dar, in dem die Möglichkeit negativer Blasenbildung nicht ausgeschlossen werden kann.

mit dem Kointegrationsvektor $[1, -1]$ kointegriert sind. Damit besitzt bei Existenz einer spekulativen Blase in den Aktienkursen die logarithmierte Dividendenrendite lokal nicht die Stationaritätseigenschaft, sondern enthält eine lokale Einheitswurzel. In einer ökonomisch intuitiven Interpretation impliziert die Existenz periodisch platzender Blasen phasenweise explosive Entwicklungen in der logarithmierten Dividendenrendite, die durch Aktienkursanstiege relativ zur Dividendenentwicklung charakterisierbar sind.

Zweitens, die multiplikative und lognormale Formulierung für $\vartheta_t = \exp(\theta_t)$ und $u_t = \exp(U_t)$ garantiert die Nichtnegativität des spekulativen Blasenprozesses, wobei $\theta_t \sim IIN(\ln(1+r_t) - \sigma_\theta^2/2, \sigma_\theta^2)$ und $U_t \sim IIN(-\sigma_U^2/2, \sigma_U^2)$ gilt. Eine weitere zentrale Eigenschaft des Prozesses (5) ist seine Fähigkeit, periodisch platzende spekulative Blasen abzubilden. In Abhängigkeit der Werte für r und σ_θ^2 kann der Blasenprozess nach einer Stabilitätsperiode im Wachstum akzellerieren, partiell kollabieren und daraufhin erneut starten. Das Charakteristikum eines nichtnegativen spekulativen Blasenprozesses und die Möglichkeit, dass Aktienkurse nichtfundamental bedingt ansteigen und in Form eines Crash drastisch fallen können, impliziert Asymmetrien in der Zeitreihe der logarithmierten Dividendenrendite. Damit sind explosive Entwicklungen in der logarithmierten Dividendenrendite infolge periodisch platzender Blasen auf ein Sinken von $(d_t - p_t)$ beschränkt. Explosiv ansteigende logarithmierte Dividendenrenditen prognostiziert das Blasenmodell hingegen nicht.

Wie durch die Arbeiten von Evans (1991) und Charemza und Deadman (1995) gezeigt wurde, können konventionelle Integrations- und Kointegrationstests zu inkorrekten Schlussfolgerungen beim Vorliegen der oben beschriebenen nichtlinearen Prozesse führen, da sie die Nullhypothese der Instationarität zu häufig ablehnen. Fälschlicherweise wird dadurch einerseits zu oft die Existenz spekulativer Blasen in Aktienkursen verneint. Andererseits lassen die Ergebnisse in Enders und Granger (1998) sowie Enders und Siklos (2001) den Schluss auf die geringe Macht der konventionellen Tests zu, sodass diese Ansätze mit hoher Wahrscheinlichkeit eine tatsächlich inkorrekte Nullhypothese nicht ablehnen. Es sind somit zur Untersuchung der logarithmierten Dividendenrendite Verfahren erforderlich, die den potenziell vorhandenen Asymmetrien Rechnung tragen können. Ein solches Verfahren wird im nächsten Abschnitt vorgestellt.

III. Momentum-Threshold-Autoregressiver-Ansatz und Dividendenrendite

Für die empirische Untersuchung wird das von Enders und Granger (1998) sowie Enders und Siklos (2001) vorgeschlagene Verfahren verwendet. Es handelt sich um ein Momentum-Threshold-Autoregressives-(MTAR-)Modell, das in seiner allgemeinen Form auf folgender Schätzgleichung:

$$(7) \quad \Delta(d-p)_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + I_t \rho_1 (d-p)_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 (d-p)_{t-1} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta(d-p)_{t-i} + \varepsilon_t$$

basiert. Es bezeichnen Δ den Operator für die erste Differenz, α_0 den konstanten Term und t einen linearen Zeittrend. Die in Gleichung (7) enthaltene Indikatorvariable ist durch:

$$(8) \quad I_t = \begin{cases} 1, & \text{falls } \Delta(d-p)_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{falls } \Delta(d-p)_{t-1} < \tau \end{cases}$$

definiert, wobei τ die Grenze, die so genannte Threshold, darstellt. Die Indikatorvariable ist Eins, falls Veränderungen der logarithmierten Dividendenrendite größer und gleich der Threshold sind. Bei Veränderungen der logarithmierten Dividendenrendite unterhalb der Threshold ist die Indikatorvariable gleich Null. Da die Threshold *a priori* nicht bekannt ist, wird sie durch das Verfahren von Chan (1993) konsistent geschätzt.⁷

Das MTAR-Modell enthält als Nullhypothese eine Einheitswurzel in der logarithmierten Dividendenrendite $H_0 : \rho_1 = 0$, $H_0 : \rho_2 = 0$ und $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$. Zur Auswertung der Tests für diese Hypothesen sind die herkömmlichen t - und F -Verteilungen nicht heranziehbar, sondern es muss auf die Werte in den Arbeiten von Enders und Granger (1998) für die verbundene Nullhypothese sowie Enders und Siklos (2001) für die t -Statistiken zurückgegriffen werden. Die geschätzte Statistik für die verbundene Nullhypothese der Instationarität $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ sei im Folgenden mit \hat{F}_C bezeichnet.

⁷ Chans (1993) Methode sieht in einem ersten Schritt das Sortieren der geschätzten Residuen nach aufsteigender Größe und daraufhin die Streichung der 15 % größten sowie 15 % kleinsten Werte vor. Im zweiten Schritt wird von den verbleibenden 70 % derjenige Threshold-Parameter ausgewählt, der die niedrigste Summe der quadrierten Residuen liefert (Enders und Siklos (2001)).

Falls die Nullhypothese der Instationarität der logarithmierten Dividendenrendite ablehnbar ist, kann in einem zweiten Schritt die Nullhypothese symmetrischer Anpassung an das langfristige Gleichgewicht $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ durch eine konventionelle F -Statistik getestet werden. Diese Statistik wird im Folgenden \hat{F}_A genannt. Für den Fall, dass die Nullhypothese der Symmetrie $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ nicht ablehnbar ist, kann auf einen linearen und symmetrischen Anpassungsprozess und damit auf die Abwesenheit von periodisch platzenden spekulativen Blasen in Aktienkursen geschlossen werden. In diesem Fall sind Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung möglich. Deren Verlauf und Anpassungsverhalten an das langfristige Gleichgewicht unterscheidet sich aber nicht in Abhängigkeit davon, ob die Abweichungen oberhalb oder unterhalb des langfristigen Gleichgewichts sind. Die Fehlerkorrekturparameter ρ_1 und ρ_2 sind gleich und die bekannte Dickey/Fuller-Regressionsgleichung ergibt sich als Spezialfall der MTAR-Gleichung (7).

Im Fall der Existenz spekulativer Blasenprozesse ist dies anders, da spekulative Blasen die Eigenschaft der Nichtnegativität und des nichtfundamentalen Anstiegs des Aktienkurses gefolgt von einem Crash aufweisen. Besitzen Aktienkurse ein solches Verhaltensmuster, würde sich dies in entsprechend hohen Veränderungen der logarithmierten Dividendenrendite $\Delta(d - p)_{t-1}$ unterhalb der Threshold τ und einem drastischen Anstieg zurück zur Threshold zeigen. Demgegenüber darf die Entwicklung der Veränderungen der logarithmierten Dividendenrendite oberhalb der Threshold keine durch spekulative Blasen bedingten Anstiege und sprunghaften Rückgänge zeigen.

Zur weiteren Verdeutlichung sei angenommen, dass die Threshold den Wert Null besitzt ($\tau = 0$). Für diesen Fall impliziert $\Delta(d - p)_t < 0$ eine Erhöhung der Aktienkurse relativ zu den Dividenden. Gemäß der Hypothese periodisch platzender Blasen werden negative Veränderungen in der logarithmierten Dividendenrendite von einem plötzlichen Anstieg gefolgt. Im Gegensatz dazu ist aufgrund der Nichtnegativität periodisch platzender spekulativer Blasen nicht zu erwarten, dass vergleichbare Aktienkursenkungen relativ zu Dividenden $\Delta(d - p)_t > 0$ und eine sprunghafte Rückkehr zum Gleichgewicht erfolgt. Das Ergebnis ist ein asymmetrisches Verhalten der Abweichungen der Aktienkurse vom langfristigen Gleichgewicht und damit ein Indiz auf die Existenz spekulativer Blasen, die letztendlich platzen. Falls der geschätzte Koeffizient $\hat{\rho}_2$ statistisch signifikant negativ und absolut größer ist als der Parameter $\hat{\rho}_1$ und die Nullhypothese der Symmetrie $H_0 : \rho_1 = \rho_2$ ablehnbar ist, kann diese Evi-

denz im Sinne der Existenz periodisch platzender spekulativer Blasen in Aktienkursen interpretiert werden.

Das MTAR-Verfahren erlaubt durch die Auswertung der \hat{F}_C -Statistik eine Aussage über die langfristige empirische Gültigkeit des Barwertmodells mit zeitvariablen erwarteten Renditen. Zudem lässt der empirische Befund asymmetrischer Anpassungsmechanismen an das langfristige Gleichgewicht durch die \hat{F}_A -Statistik und die Größenordnung der geschätzten Parameter $\hat{\rho}_1$ und $\hat{\rho}_2$ auf die Existenz von spekulativen Blasen schließen. Ein direkter Test auf die Existenz spekulativer Blasen in Aktienkursen ist durch das MTAR-Modell jedoch nicht möglich. Da spekulative Blasen *per se* nicht beobachtbar sind, trifft diese Kritik auf sämtliche empirische Untersuchungen zu spekulativen Blasen zu. Durch den MTAR-Ansatz ist es aber möglich, den mit konventionellen Einheitswurzel- und Kointegrationstests verbundenen Unzulänglichkeiten bei der Untersuchung periodisch platzender Blasen zu begegnen und aus der empirischen Evidenz nichtlinearer kurzfristiger Anpassungsmechanismen Rückschlüsse auf die Existenz nichtfundamentaler Komponenten in Aktienkursen zu ziehen.

Zur empirischen Implementierung des Regressionsmodells (7) und (8) sind noch drei Fragen zu klären. Die erste Frage betrifft die Aufnahme eines linearen Zeittrends in den Schätzansatz. Einerseits lässt sich argumentieren, dass das theoretische Modell keinen linearen Zeittrend enthält und daher konsequenterweise auch der Schätzansatz keinen Trend enthalten sollte. *A priori* müsste somit in Gleichung (7) $\alpha_1 = 0$ gesetzt werden. Andererseits hat die Entscheidung über die Aufnahme eines linearen Trends Einfluss auf die Eigenschaften der Teststatistiken. Wird in die Regressionsgleichung kein linearer Trend aufgenommen, obwohl realiter ein Zeittrend existiert, besitzen die Teststatistiken eine geringe Macht. Eine tatsächlich inkorrekte Nullhypothese wird fälschlicherweise zu oft nicht abgelehnt. Existiert demgegenüber kein linearer Trend in der Realität und der Schätzansatz enthält einen Trend, wird die Nullhypothese zu oft abgelehnt. Der empirische Teil enthält daher sowohl Resultate mit einem konstanten Term als auch Ergebnisse mit einem konstanten Term und linearen Trend.

Die zweite Frage betrifft die Festlegung der autoregressiven Verzögerungen in Gleichung (7). Entsprechend dem Vorschlag von Hall (1994) werden ausgehend von der Lag-Länge $l = 6$ auf 5%-Niveau statistisch insignifikante Koeffizienten der autoregressiven Verzögerungen eliminiert. Die schrittweise Eliminierung der Parameter endet mit dem ersten

statistisch signifikanten Parameter in der autoregressiven Struktur. Schließlich werden drittens die Autokorrelationseigenschaften der Residuen aus der geschätzten Regressionsgleichung (7) mit den gewöhnlichen Ljung/Box(1978)-Statistiken geprüft. Um ein umfassendes Bild über die Autokorrelationseigenschaften der geschätzten Residuen zu erhalten, werden die Statistiken mit vier, acht und zwölf Autokorrelationskoeffizienten berechnet und entsprechend mit \hat{Q}_4 , \hat{Q}_8 und \hat{Q}_{12} bezeichnet.

IV. Empirische Resultate

Auf der Grundlage der theoretischen Überlegungen und des zeitreihenanalytischen Verfahrens können nun die empirischen Ergebnisse dargestellt werden, um die Frage nach der Existenz spekulativer Blasen in Aktienkursen zu beantworten. Aus europäischer Sicht sind die Aktienmärkte Großbritanniens, Deutschlands und der USA von zentraler Bedeutung, sodass sich die empirischen Resultate auf Indizes dieser drei Länder beziehen. Für Großbritannien steht eine Dividendenrendite im Zeitraum 1963:1–2002:6 in der Datenbank der Bank for International Settlements zur Verfügung. Datastream berechnet für den deutschen Aktienmarkt eine Dividendenrendite, die den Zeitraum 1973:1–2003:2 umfasst. Die weitaus längste Periode liegt für die US-amerikanische Dividendenrendite im Zeitraum 1871:1–2002:6 vor. Die Zeitreihen des Aktienindex und der Dividende für die USA stehen auf der Homepage von Robert J. Shiller <http://aida.econ.yale.edu/~shiller> zur Verfügung.

Wie aus Tabelle 1 zu ersehen ist, können mit Ausnahme der Statistiken für die US-amerikanische logarithmierte Dividendenrendite die Dickey/Fuller-Tests die Nullhypothese der Instationarität nicht ablehnen. Dieses Ergebnis ist robust gegenüber der Wahl der deterministischen Komponenten im Regressionsansatz und trifft für die britische und deutsche Dividendenrendite zu. Verantwortlich für den Testausgang kann die geringe Macht der Dickey/Fuller-Tests infolge relativ kurzer Stützbereiche und auch aufgrund der Existenz von Asymmetrien in den kurzfristigen Anpassungsdynamiken sein.

Mit Blick auf die Resultate der MTAR-Modelle lässt sich zunächst feststellen, dass sämtliche Ljung/Box-Statistiken insignifikant sind und somit von der Autokorrelationsfreiheit der geschätzten Residuen ausgegangen werden kann. Die Threshold liegt zwischen $-0,03$ und $0,004$. Ferner lehnen die \hat{F}_C -Statistiken mit nur einer Ausnahme die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel in den logarithmierten Dividen-

Tabelle 1
Ergebnisse der Dickey/Fuller- und MTAR-Tests

| | | Großbritannien | Deutschland | USA |
|----------------|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>ADF</i> | <i>C</i> | - 2,52 | - 1,52 | - 2,70* |
| | <i>C, T</i> | - 3,07 | - 1,66 | - 3,68** |
| $\hat{\tau}$ | <i>C</i> | 0,004 | - 0,01 | - 0,03 |
| | <i>C, T</i> | - 0,03 | 0,007 | - 0,03 |
| $\hat{\rho}_1$ | <i>C</i> | 0,003 (0,27) | 0,001 (0,11) | - 0,004 (1,15) |
| | <i>C, T</i> | - 0,02 (1,79) | 0,03 (1,14) | - 0,008 (2,18)** |
| $\hat{\rho}_2$ | <i>C</i> | - 0,04 (3,77)*** | - 0,03 (2,51)*** | - 0,02 (3,81)*** |
| | <i>C, T</i> | - 0,06 (3,32)*** | - 0,08 (3,54)*** | - 0,03 (4,00)*** |
| \hat{F}_C | <i>C</i> | 7,14*** | 3,15 | 7,88*** |
| | <i>C, T</i> | 7,10** | 6,93** | 10,31*** |
| \hat{F}_A | <i>C</i> | 7,83*** | 3,96** | 8,43*** |
| | <i>C, T</i> | 4,71** | 11,01*** | 7,03*** |
| \hat{Q}_4 | <i>C</i> | 0,62 | 2,55 | 0,08 |
| | <i>C, T</i> | 0,89 | 3,02 | 0,10 |
| \hat{Q}_8 | <i>C</i> | 3,96 | 5,54 | 3,31 |
| | <i>C, T</i> | 4,13 | 5,27 | 4,45 |
| \hat{Q}_{12} | <i>C</i> | 9,40 | 8,88 | 7,46 |
| | <i>C, T</i> | 9,65 | 8,97 | 8,91 |
| <i>l</i> | <i>C</i> | 1 - 3 | 0 | 1 - 5 |
| | <i>C, T</i> | 1 - 3 | 0 | 1 - 5 |

Es bezeichnen *ADF* die *t*-Statistik des Dickey/Fuller(1981)-Tests, $\hat{\tau}$ die konsistent geschätzte Threshold (Chan (1993)), $\hat{\rho}_1$ und $\hat{\rho}_2$ die geschätzten Parameter des MTAR-Modells (Gleichungen (7) und (8)) mit *t*-Statistiken in Klammern, \hat{F}_C und \hat{F}_A die *F*-Statistiken für die Nullhypothese der Nichtkointegration $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ und der Symmetrie $H_0: \rho_1 = \rho_2$. Die Auswahl der Lag-Länge *l* erfolgt nach dem Verfahren von Hall (1994). *C* und *T* repräsentieren die deterministischen Komponenten. \hat{Q}_4 , \hat{Q}_8 und \hat{Q}_{12} sind Ljung/Box(1978)-Statistiken mit vier, acht respektive zwölf Autokorrelationskoeffizienten. *, **, *** kennzeichnen signifikante Statistiken auf dem 10%-, 5%- und 1%-Niveau (MacKinnon (1991); Enders und Granger (1998); Enders und Siklos (2001)).

denrenditen ab. Insgesamt sind damit die Resultate auf der Grundlage der \hat{F}_C -Statistiken als Evidenz zugunsten der Existenz einer Kointegrationsbeziehung zwischen dem Logarithmus der Dividenden d_t und der Aktienkurse p_t mit dem Kointegrationsvektor $[1, -1]$ interpretierbar. Es kann auf die Stationarität der logarithmierten Dividendenrenditen geschlossen werden, und zwar unabhängig von den deterministischen Komponenten und den untersuchten Aktienmärkten. Das empirische Resultat ist Evidenz für die langfristige Gültigkeit des Barwertmodells mit zeitvariablen Diskontsatz. Langfristig folgen daher britische, deutsche und US-amerikanische Aktienkurse Fundamentalfaktoren.

Ferner lässt sich mit Blick auf Tabelle 1 festhalten, dass alle geschätzten Parameter $\hat{\rho}_2$ statistisch signifikant negativ auf dem 1%-Niveau und mit nur einer Ausnahme die geschätzten Parameter $\hat{\rho}_1$ insignifikant von Null verschieden sind. Zudem lehnen sämtliche \hat{F}_A -Statistiken die Nullhypothese symmetrischer Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht zumindest auf dem 5%-Signifikanzniveau ab. Entsprechend diesen Schätzergebnissen erfolgen Anpassungen der Veränderungen der logarithmierten Dividendenrenditen unterhalb des langfristigen Gleichgewichts schneller als diejenigen oberhalb des Gleichgewichts. Für die drei Aktienmärkte liegen damit empirische Evidenzen zugunsten von kurzfristigen, nichtfundamentalen Aktienkurserhöhungen vor, die mit einer sprunghaften Rückkehr zum langfristigen Gleichgewicht enden. Britische, deutsche und US-amerikanische Aktienkurse folgen nach den vorliegenden Ergebnissen langfristig Fundamentalfaktoren und enthalten kurzfristig spekulative Blasen. Dass die starken Aktienkursserhöhungen der Achtziger- und der Neunzigerjahre ein spekulatives Blasenphänomen darstellen, wird durch diesen empirischen Befund bestätigt.

V. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Sind Perioden starker Aktienkursserhöhungen durch spekulative Blasen getrieben oder reflektieren sie ausschließlich künftige Entwicklungen in den Fundamentalwerten? Diese Frage wird seit den Achtzigerjahren kontrovers diskutiert und ist durch die aktuellen Aktienmarktentwicklungen erneut eine der zentralen Debatten in der wissenschaftlichen Literatur und in der Finanzpresse. Während die theoretische Modellierung fundamentaler Aktienkursentwicklungen, die Integration spekulativer Blasenprozesse und darauf aufbauend die Ableitung empirischer Implikationen durch die Arbeiten von Campbell und Shiller (1988), Evans (1991) sowie Charemza und Deadman (1995) gelang, fehlte es bis Ende der Neunziger-

jahre an geeigneten zeitreihenanalytischen Verfahren zur Erfassung periodisch platzender spekulativer Blasen. Die Ursache dafür sind die mit diesem Blasentyp einhergehenden Nichtlinearitäten in der Aktienkursentwicklung, die konventionelle Testansätze nicht adäquat berücksichtigen können. Zudem müssen die ökonometrischen Techniken instationären Zeitreihen und kointegrierenden Beziehungen zwischen Aktienkursindizes und Dividenden Rechnung tragen können.

In dem vorliegenden Beitrag wird auf Basis eines Barwertmodells mit zeitvariablem Diskontsatz ein nichtlineares zeitreihenanalytisches Verfahren vorgestellt, das sich zum Aufspüren periodisch platzender spekulativer Blasenprozesse in Aktienkursen eignet. Der Momentum-Threshold-Autoregressive-Ansatz von Enders und Granger (1998) sowie Enders und Siklos (2001) gehört der Kategorie der Integrations- und Kointegrationsverfahren an und erlaubt, die Existenz asymmetrischer Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht zu testen. Evidenzen für asymmetrische Aktienkursentwicklungen relativ zum Dividendenwachstum können als Indiz für die Existenz von periodisch platzenden spekulativen Blasen interpretiert werden. Es werden Evidenzen für die aus europäischer Sicht wichtigen Aktienmärkte in Großbritannien, Deutschland und den USA vorgelegt.

Die vorliegenden empirischen Ergebnisse erlauben folgendes Fazit. Langfristig folgen britische, deutsche und US-amerikanische Aktienkurse ihren Fundamentalwerten, sodass Barwertmodelle mit zeitvariablem Diskontsatz ein empirisch stichhaltiges theoretisches Konzept für langfristige Aktienkursentwicklungen darstellen. Des Weiteren zeigen die empirischen Resultate, dass kurzfristige, asymmetrische Abweichungen der Aktienkurse von ihren Fundamentalwerten existieren, die als periodisch platzende spekulative Blasen interpretierbar sind. Die enormen Aktienkursserhöhungen in den Achtziger- und Neunzigerjahren sind vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse eher das Phänomen spekulativer Blasen als das einer fundamental gerechtfertigten Aktienkursentwicklung. Dieses Resümee besitzt für alle drei untersuchten Aktienmärkte empirische Stichhaltigkeit.

Auch wenn durch die vorliegenden Resultate empirische Evidenzen für die Existenz von spekulativen Blasen in Aktienkursen dreier wichtiger Aktienmärkte gewonnen werden konnten, so bleibt eine Vielzahl von Fragen offen. Es kann beispielsweise mit der hier verwendeten Technik nicht beantwortet werden, wann spekulative Blasen beginnen und wann sie enden. Ferner ist nicht empirisch klärbar, welchen Umfang die nicht-

fundamentale Komponente im Vergleich zum fundamental gerechtfertigten Aktienkurs hat. Wesentliche Fragen lässt auch der theoretische Bezugspunkt offen. Das Barwertmodell und der spekulative Blasenprozess zählen zwar zu dem Standardrepertoire für solche Untersuchungen und haben die attraktive Eigenschaft, empirisch testbare Implikationen zu liefern. Allerdings kann dieses theoretische Gerüst Fragen nach der Entstehung, dem Verlauf und dem Ende spekulativer Blasen nicht beantworten. Zukünftige Forschungsanstrengungen werden sich diesen Aspekten in der Debatte über spekulative Blasen in Aktienkursen widmen.

Literatur

- Allen, Franklin (2001): Do Financial Institutions Matter?, *Journal of Finance* 56, 1165–75. – Balke, Nathan S./Wohar, Mark E. (2003): Low Frequency Movements in Stock Prices: A State Space Decomposition, *Review of Economics and Statistics* (forthcoming). – Balke, Nathan S./Wohar, Mark E. (2001): Explaining Stock Prices Movements: Is there a Case for Fundamentals? *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review*, Third Quarter, 22–34. – Bhargava, Alok (1986): On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series, *Review of Economic Studies* 53, 369–84. – Blanchard, Olivier J./Watson, Mark (1982): Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets, in Paul Wachtel, Hrsg., *Crises in the Economic and the Financial Structure* (Lexington Books, Lexington), 295–315. – Campbell, John Y./Lo, Andrew W./MacKinlay, A. Graig (1997): *The Econometrics of Financial Markets* (Princeton, N. J.: Princeton University Press). – Campbell, John Y./Shiller, Robert J. (1988): The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies* 1, 195–227. – Campbell, John Y./Shiller, Robert J. (1987): Cointegration and Tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy* 95, 1062–88. – Chan, K. S. (1993): Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model, *The Annals of Statistics* 21, 520–33. – Charemza, Wojciech W./Deadman, Derek F. (1995): Speculative Bubbles with Stochastic Explosive Roots: The Failure of Unit Root Testing, *Journal of Empirical Finance* 2, 1453–63. – Chirinko, Robert S./Schaller, Huntley (2001): Business Fixed Investment and „Bubbles“: The Japanese Case, *American Economic Review* 91, 661–80. – Cochrane, John H. (2001): *Asset Pricing* (Princeton, N. J.: Princeton University Press). – Cochrane, John H./Sbordone, Argia M. (1988): Multivariate Estimates of the Permanent Components of GNP and Stock Prices, *Journal Economic Dynamics and Control* 12, 255–96. – Craine, Roger (1993): Rational Bubbles. A Test, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, 829–46. – Diba, Behzad T./Grossman, Herschel I. (1988b): Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *American Economic Review* 78, 520–30. – Diba, Behzad T./Grossman, Herschel I. (1988a): The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices, *Economic Journal* 98, 746–54. – Diba, Behzad T./Grossman, Herschel I. (1984): Rational Bubbles in the Price of Gold, NBER Working Paper No. 1300. – Dickey, David A./Fuller, Wayne A. (1981): The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49, 1057–72. – Enders, Walter/Granger, Clive W. J. (1998): Unit-Root

Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Business and Economic Statistics* 16, 304–11. – *Enders, Walter/Siklos, Pierre L.* (2001): Cointegration and Threshold Adjustment, *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 166–76. – *Engle, Robert F./Granger, Clive W. J.* (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, 251–76. – *Engsted, Tom/Tanggaard, Carsten* (2001): A New Test for Speculative Bubbles Based on the Return Variance Decomposition, Working Paper, The Aarhus School of Business. – *Evans, George W.* (1991): Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices, *American Economic Review* 81, 922–30. – *Fama, Eugene F.* (1991): Efficient Capital Markets: II, *Journal of Finance* 46, 1575–1617. – *Fama, Eugene F.* (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 25, 383–417. – *Froot, Kenneth/Obstfeld, Maurice* (1991): Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices, *American Economic Review* 81, 1189–1214. – *Garber, Peter M.* (2000): Famous First Bubbles. The Fundamentals of Early Manias (Cambridge, Mass.: The MIT Press). – *Hall, Alastair* (1994): Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection, *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 461–70. – *Heaton, John/Lucas, Deborah* (2000): Stock Prices and Fundamentals, NBER Macroeconomics Annual 1999 (Cambridge, Mass.: The MIT Press), 213–63. – *Hunter, William C./Kaufman, George G./Pomerleano, Michael* (2002): Hrsg., Asset Price Bubbles: Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies (Cambridge, Mass.: The MIT Press). – *Ljung, G./Box, G. E. P.* (1978): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika* 65, 297–303. – *MacKinnon, James G.* (1991): Critical Values for Cointegration Tests, in Robert F. Engle und Clive W. J. Granger, eds., *Long-Run Economic Relationships* (Oxford: Oxford University Press). – *McGrattan, Ellen R./Prescott, Edward C.* (2000): Is the Stock Market Overvalued?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 24, 20–40. – *Psaradakis, Zacharias/Sola, Martin/Spagnolo, Fabio* (2002): On Markov Error-Correction Models, With an Application to Stock Prices and Dividends, Working Paper, Birkbeck College, London. – *Shiller, Robert J.* (2001): *Irrational Exuberance* (Princeton, N. J.: Princeton University Press). – *Tirole, Jean* (1982): On the Possibility of Speculation under Rational Expectations, *Econometrica* 50, 1163–81. – *Weil, Philippe* (1990): On the Possibility of Price Decreasing Bubbles, *Econometrica* 58, 1467–74. – *West, Kenneth D.* (1987): A Specification Test for Speculative Bubbles, *Quarterly Journal of Economics* 102, 553–80.

Zusammenfassung

Die Aktienhaussen der 80er- und 90er-Jahre: Waren es spekulative Blasen?

Die vorliegende Arbeit untersucht auf der theoretischen Basis eines Barwertmodells und eines spekulativen Blasenprozesses die Existenz spekulativer Komponenten in britischen, deutschen und US-amerikanischen Aktienkursen. Die methodische Grundlage ist ein neues, nichtlineares Zeitreihenverfahren, das asymmetrische Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht modellieren kann und sich damit zur empirischen Analyse periodisch platzender Blasen einsetzen lässt. Die vorliegenden Resultate sind dahingehend interpretierbar, dass Aktienkurse lang-

fristig ihrem Fundamentalfaktor folgen. Die Evidenz zu den kurzfristigen Anpassungsmechanismen lässt jedoch den Rückschluss auf die Existenz periodisch platzender spekulativer Blasen in allen drei untersuchten Aktienmärkten zu. Die Aktienhaussen der Achtziger- und Neunzigerjahre sind daher eher durch eine spekulative Blase als durch künftige Fundamentalwertentwicklungen begründbar. (JEL G12, E44, C32)

Summary

The Stock Market Booms of the 80s and the 90s: Were they Speculative Bubbles?

Relying on a present value model and incorporating a quite general class of processes to model bubble like stock price deviations from the long-run equilibrium we provide empirical evidence of the existence of speculative bubbles in British, German and US stock prices. For this purpose we apply a new non-linear time series technique designed to detect asymmetric short-run adjustments to the long-run equilibrium. The empirical findings support the long-run validity of the present value model. Nevertheless, in the short-run stock prices exhibit bubble like departures from present value prices followed by a crash in all three stock markets under investigation. Hence, the stock price increases in the 80s and 90s may be driven by non-fundamental speculative bubble processes.

Résumé

Les hausses des actions des années 80 et 90: étaient-ce des bulles spéculatives?

L'auteur analyse dans cet article l'existence de composantes spéculatives dans le cours des actions britanniques, allemandes et américaines, sur la base théorique d'un modèle de valeur présente et d'un processus de bulles spéculatives. Il utilise un nouveau processus non linéaire de séries chronologiques qui peut modéliser des écarts asymétriques de l'équilibre à long terme et qui permet donc d'analyser empiriquement les bulles qui éclatent périodiquement. Selon les résultats, les cours des actions suivent à long terme leur facteur fondamental. Cependant, à court terme, on peut conclure à l'existence de bulles spéculatives qui éclatent périodiquement sur les trois marchés des actions analysés. Les hausses des actions des années 80 et 90 peuvent donc être justifiées par une bulle spéculative plutôt que par des évolutions futures de valeurs fondamentales.