

Eine Anmerkung zur Exzeß-Volatilitätsdebatte in der Empirischen Kapitalmarktforschung

A note on excess volatilities in empirical capital market research

Von Walter Krämer*

Einleitung

Nach Ansicht vieler Kritiker effizienter Kapitalmärkte schwanken die Kurse diverser Finanzaktiva im Zeitverlauf weit stärker als sie es bei effizienten Märkten dürften. Die vorliegende Arbeit geht diesen Argumenten und den darin versteckten impliziten Zusatzhypothesen näher nach.

1. Das Problem

Seit p_t der Preis eines Finanzaktivums, konkret etwa einer Aktie, zu Beginn der Periode t , und sei $\{d_t\}$ ($t = 1, 2, \dots$) die Folge der zugehörigen Dividenden (zahlbar am Anfang der Periode). Interpretiert man diese Dividenden als Zufallsvariable, die bezüglich einer aufsteigenden Folge $\{I_t\}$ von σ -Algebren (alias die zum Zeitpunkt t verfügbare Information) meßbar sind, so sagt die Standardtheorie der effizienten Kapitalmärkte, daß dann

$$(1) \quad p_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i E(d_{t+i} | I_t) = E\left(\sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i d_{t+i} \mid I_t\right)$$

gelten muß. Dabei ist γ mit $0 < \gamma \leq 1$ ein konstanter Diskontierungsfaktor.

Für die Zwecke dieses Beitrags sei im weiteren unterstellt, daß diese Gleichung die Preisbildung auf dem betrachteten Markt korrekt beschreibt. Sie besagt, daß der Aktienkurs der bedingten Erwartung des Barwertes aller künftigen Dividenden, also der bedingten Erwartung von

$$(2) \quad p_t^* := \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i d_{t+i}$$

entspricht, gegeben die in der σ -Algebra I_t kodierte Information zum Zeitpunkt t . Dabei wird p_t^* oft auch der „ex-post rationale Preis“ („ex-post rational price“; siehe *Shiller*, 1981) oder „perfect-foresight-price“ genannt.

* Für hilfreiche Kritik des Manuskriptes danke ich Ralf Runde, Jack Wahl und einem unbekanntem Gutachter.

Wegen $p_t = E(p_t^* | I_t)$ gilt daher

$$(3) \quad \text{Var}(p_t) \leq \text{Var}(p_t^*).$$

Diese Ungleichung folgt sofort aus der Tatsache, daß p_t und $p_t^* - p_t$ nicht miteinander korrelieren, d. h. $\text{Var}(p_t^*) = \text{Var}[p_t + (p_t^* - p_t)] = \text{Var}(p_t) + \text{Var}(p_t^* - p_t)$. Man kann sie intuitiv auch so erklären, daß die bedingte Erwartung die Werte einer Zufallsvariablen „glättet“ (aufgefaßt als Funktion des zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeitsraums) und damit die Varianz notwendig reduziert.

Beginnend mit den bekannten Arbeiten von *LeRoy/Porter* 1981 sowie *Shiller* 1981 hat sich nun eine ständig wachsende Literatur die empirische Überprüfung der Ungleichung (3) bzw. verwandter Ungleichungen zum Ziel gesetzt, mit dem Ergebnis, daß diese Ungleichung auf realen Kapitalmärkten kaum jemals gilt. Vielmehr scheinen diese „variance bounds“ für fast alle untersuchten Aktiva und Märkte mehr oder weniger verletzt, mit dem Umkehrschluß, daß auch die Theorie der effizienten Märkte, so wie in Gleichung (1) und den dort nicht weiter aufgeführten zusätzlichen Annahmen kodifiziert, nicht gelten kann. (Siehe die Übersichten bei *LeRoy* 1989, *Shiller* 1988 oder *Cochrane* 1991.)

Der vorliegende Beitrag argumentiert dagegen, daß die Ungleichung (3) nur für einen festen Zeitpunkt, also quasi querschnittsartig gilt, d. h. daß die üblichen, auf Zeitreihendaten basierenden statistischen Tests dieser Ungleichung nur unter sehr unplausiblen Zusatzbedingungen einen Rückschluß auf deren Wahrheitsgehalt erlauben. Dies wird weiter unten mittels eines Beispiels näher ausgeführt.

Neben der Aufgabe, die Verträglichkeit einer friedlichen Koexistenz der theoretischen Ungleichung (3) auf der einen und des zu ihrer Unterminierung üblicherweise aufgehäuften empirischen Materials auf der anderen Seite aufzuzeigen, verfolgt dieses Beispiel ferner das didaktische Ziel, das für die stochastische Kapitalmarkttheorie fundamentale Prinzip der bedingten Erwartungen bezüglich immer feinerer σ -Algebren quasi in „normales“ Deutsch zu übersetzen. Wie nämlich die Erfahrung zeigt, wird der Zugang zu vielen Resultaten der modernen Kapitalmarkttheorie durch einen oft übertriebenen mathematischen Spezialjargon behindert, der aber für eine Würdigung der zentralen Zusammenhänge überhaupt nicht nötig ist.

2. Empirische Evidenz

Das folgende Schaubild (aus *Shiller*, 1981, 422) zeigt den Standard-und-Poor's Index des amerikanischen Aktienmarktes von 1871 bis 1979 (Zeitreihe der p 's) zusammen mit dem „ex-post-rational-counterpart“ p^* . Die

address“ vor der American Economic Association von einer Widerlegung der These effizienter Märkte spricht (*Ackley*, 1983, 13) oder *James Tobin* die Keynesianische Idee der „animal spirits“ und nicht die rationalen Nutzenmaximierungskalküle der Wirtschaftssubjekte als Hauptmotor des Börsengeschehens eindrucksvoll bestätigt sieht (1984, 26), so zitieren beide Shillers Diagramm als Argument.

Um so wichtiger erscheint daher der Hinweis, schon von *Kleidon* 1986 formuliert, daß obiges Diagramm der Ungleichung (3) zunächst in keiner Weise widerspricht. Diese Ungleichung betrifft ja zunächst allein die Varianzen der Zufallsvariablen p_t und p_t^* für einen festen Zeitpunkt t . Mit anderen Worten, halten wir t bei einem festen Wert, etwa bei $t = 1960$ fest, so sagt die Ungleichung (3), daß dann unter allen möglichen Verläufen der Menschheitsgeschichte die Varianz der im Januar 1960 tatsächlich beobachteten Werte des S-P 500 Index kleiner ist als die Varianz der ex-post-rationalen Werte dieses Index, nicht weniger und auch nicht mehr. Wäre etwa während der Kuba-Krise im Mai 1962 tatsächlich der dritte Weltkrieg ausgebrochen, hätte natürlich ex-post-betrachtet der Index im Januar 1960 einen anderen, vermutlich einen kleineren rationalen Wert gehabt, und ähnliches gilt für andere Ereignisse wie die Ermordung Kennedys, den Vietnam-Krieg, Watergate oder die Erfindung des Mikro-Chips: Die Varianz von p_t^* mißt nichts anderes als die Schwankung des je nach Ausgang dieser Episoden rationalen Aktienkurses zu einem fixen Zeitpunkt t , und die Ungleichung (3) besagt, daß diese die mittlere Schwankung der tatsächlich je nach Verlauf der Menschheitsgeschichte im Januar 1960 hypothetisch realisierten Indexstände übersteigt.

So formuliert, d. h. ohne Zusatzannahmen, ist diese Hypothese aber offensichtlich nicht zu testen, denn unter allen möglichen Entwicklungspfaden der Menschheit kennt man nur einen einzigen. Damit kennt man aber bei festem t auch nur einen einzigen aller möglichen Werte von p_t und ebenso nur einen einzigen aller möglichen Werte von p_t^* . Daraus auf die Varianz aller theoretisch möglichen Werte von p_t und p_t^* bei festem t zu schließen, ist offensichtlich unmöglich, und damit ist auch der Wahrheitsgehalt der Ungleichung (3) ohne weitere Annahmen über das stochastische Verhalten der Zufallsfolgen $\{p_t\}$, $\{d_t\}$ und $\{p_t^*\}$ nicht zu entscheiden.

Dieses Dilemma wurde schon von *Shiller* 1981 klar erkannt: „Some stationarity assumption is necessary if we are to proceed with any statistical analysis“ (1981, 424, Fußnote 6). Diese „stationary assumptions“ verlangen insbesondere, daß erstens alle p_t 's für $t = 1871$ bis $t = 1979$ die gleiche Varianz besitzen (dito p_t^*), und daß zweitens diese Varianz aus einer einzigen Trajektorie konsistent zu schätzen ist. Stochastische Prozesse mit dieser Eigenschaft heißen auch *ergodisch*, und vor allem damit diese Annahme nicht a priori unplausibel ist, wird die umfangreiche Trend- und Inflations-

bereinigung der Kursdaten in einschlägigen statistischen Untersuchungen notwendig.

Den größten Teil der Folgeliteratur auf *Shiller* 1981 und *LeRoy/Porter* 1981 kann man in gewisser Weise als Versuche zum Ausräumen der Zweifel an solchen Zusatzhypothesen sehen. Nichtstationäre Dividenden, variable Diskontfaktoren oder nicht-ergodische Prozesse (etwa „speculative bubbles“) werden zugelassen, um diese Zusatzhypothesen zu entschärfen, aber alle diese Ansätze können nicht verbergen, daß auch weiterhin stets noch die eine oder andere unbewiesene und unbeweisbare Zusatzhypothese bei der Widerlegung der Varianzgrenzen mithelfen muß.

Daneben krankt Shillers Analyse aber auch noch an einem rein statistischen Problem, das hier nur angedeutet werden soll (Details siehe bei *Krämer*, 1992). Selbst wenn alle seine Zusatzhypothesen richtig sind, d.h.

$$(4) \quad \text{Var}(p_t) = : \text{Var}(p) = \text{konstant über alle } t$$

und

$$(5) \quad \text{Var}(p_t^*) = : \text{Var}(p^*) = \text{konstant über alle } t,$$

sowie

$$(6) \quad S^2(p) := \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t - \bar{p})^2 \xrightarrow{P} \text{Var}(p),$$

$$(7) \quad S^2(p^*) := \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (p_t^* - \bar{p}^*)^2 \xrightarrow{P} \text{Var}(p^*)$$

(mit \xrightarrow{P} als Kürzel für Konvergenz in Wahrscheinlichkeit), so folgt aus $S^2(p^*) \leq S^2(p)$ immer noch nicht, daß $\text{Var}(p^*) \leq \text{Var}(p)$. Im Gegenteil lassen sich sehr leicht Beispiele mit $\text{Var}(p^*) \geq \text{Var}(p)$ konstruieren, in denen für die empirischen Varianzen systematisch das Gegenteil dieser Ungleichung gilt. Mit anderen Worten, die zentrale Ungleichung (3), die bei Geltung aller Zusatzhypothesen auf

$$(8) \quad \text{Var}(p) \leq \text{Var}(p^*)$$

hinausläuft, ist durchaus und auch bei Geltung aller Zusatzhypothesen mit $S^2(p) > S^2(p^*)$ zu vereinbaren.

Die Ursache ist die zum Teil, je nach Autokorrelation der p_t^* , extreme *Unterschätzung* von $\text{Var}(p^*)$ durch $S^2(p^*)$. Zwar ist $S^2(p^*)$ unter recht schwachen Bedingungen auch bei korrelierten p_t^* asymptotisch erwartungstreu und konsistent (siehe *Krämer* 1991, *Krämer/Berghoff* 1991), was aber

nicht verhindert, daß bei jedem endlichen Stichprobenumfang der Quotient $S^2(p^*) / \text{Var}(p^*)$ beliebig klein werden kann (formal: asymptotische Erwartungstreue und Konsistenz gelten nicht gleichmäßig über alle möglichen Korrelationsstrukturen; siehe *Kiviet/Krämer, 1992*).

Diese systematische Unterschätzung von $\text{Var}(p^*)$ durch $S^2(p^*)$ wurde schon von *Flavin 1983* bemerkt, aber das extreme Ausmaß dieser möglichen Unterschätzung scheint vielen Betrachtern nicht bewußt zu sein. In dem Ausmaß daher, wie die Korrelation der p_t^* die Korrelation der p_t übersteigt, und damit die Verzerrung von $S^2(p^*)$ schwerer wiegt als die natürlich ebenfalls mögliche Verzerrung von $S^2(p)$, ist die empirische Verletzung der theoretischen Varianzgleichung (3) eine reine Konsequenz der serialen Abhängigkeit der Daten, die der Theorie der effizienten Märkte auch bei Geltung aller Zusatzannahmen nicht notwendig widerspricht.

3. Ein Gegenbeispiel

Dieser letzte Abschnitt zeigt mittels eines einfachen Beispiels, wie die Relation (3) mit ihrer Umkehrung bei Zeitreihendaten koexistieren kann, ja sogar koexistieren muß, wenn die Prozesse der p_t und p_t^* nicht mehr ergodisch sind. Zugleich soll dieses Beispiel auf elementare Weise den Zusammenhang zwischen bedingten Erwartungen und wachsender Information verdeutlichen, also an Hand eines einfachen Spezialfalls ein zentrales Konzept der empirischen Kapitalmarktforschung wie der allgemeinen Theorie der rationalen Erwartungen allgemein illustrieren, das leider allzuoft für den uneingeweihten Betrachter hinter einem dichten Dickicht von Spezialjargon und mathematischen Formalismen verborgen bleibt.

Dazu stelle man sich eine Firma vor, die drei Perioden lang keine Dividende zahlt, und dann eine liquidierende Dividende von pro Aktie entweder 100 oder 0, beides mit Wahrscheinlichkeit 1/2. Außerdem sei der Einfachheit halber der Diskontierungsfaktor $\gamma = 1$. Was ist dann der rationale Wert eines solchen Wertpapiers?

Offenbar ist dieser eine Funktion der Information, ob in der vierten Periode eine Dividende von 100 oder 0 gezahlt werden wird. Dazu stelle man sich vor, daß die Dividende in einem von 36 Fächern liegt (der Ergebnismenge Ω), 18 davon mit dem Inhalt 100 und 18 mit dem Inhalt 0, so wie in Schaubild 2.

Zu Beginn des Experimentes würfelt das Schicksal quasi hinter unserem Rücken und bestimmt das Fach – jedes mit der gleichen Wahrscheinlichkeit 1/36 – in dem die Dividende liegt. Jedoch ist das Ergebnis dieses Würfeln unbekannt. Oder anders ausgedrückt, es gibt nur 2 Teilmengen der Menge aller 36 Fächer, von denen mit Sicherheit feststeht, ob oder ob nicht sie die

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
100	100	100	100	100	100	100	100	100	0	100	0

13	14	15	16	17	18
100	100	0	0	0	0

19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
0	0	0	0	0	0	0	0	0	100	0	100

31	32	33	34	35	36
0	0	100	100	100	100

Abbildung 2: 36 gleichwahrscheinliche Möglichkeiten für eine Dividende von 0 oder 100

in der vierten Periode auszuzahlende Dividende enthalten: Die gesamte Menge Ω (diese enthält das ausgewählte Fach mit Sicherheit) und die leere Menge \emptyset (diese enthält die Dividende sicher nicht). In der Periode 0 besteht die „Information“ I_0 also nur aus zwei Mengen: Der leeren Menge \emptyset und der gesamten Ergebnismenge Ω . Dabei ist mit „Information“ die Menge aller Teilmengen alias Ereignisse von Ω gemeint, von denen wir mit Sicherheit wissen, ob sie eintreten oder nicht. Diese Ereignisse bilden, wie man sich leicht klarmacht, eine σ -Algebra: Beliebige Durchschnitte, Vereinigungen und Komplementärmengen gehören ebenfalls dazu.

Bei einem Diskontierungsfaktor $\gamma = 1$ ist nun der ex-post-rationale Wert p_0^* eines solchen Wertpapiers in Periode 0 eine Zufallsvariable mit den Werten 0 und 100, die beide mit der gleichen Wahrscheinlichkeit $1/2$ angenommen werden. Gemäß Formel (1) ist der rationale Wert p_0 des Papiers die bedingte Erwartung von p_0^* , gegeben I_0 , also per Definition eine Zufallsvariable mit dem gleichen Erwartungswert wie p_0^* (d.h. $E(p_0) = \frac{1}{2} \cdot 0 + \frac{1}{2} \cdot 100 = 50$), die außerdem noch bezüglich I_0 meßbar und damit wegen der Struktur von I_0 notwendigerweise eine Konstante ist: $p_0 \equiv 50$.

Dieses Resultat zeigt zugleich schon die Ungleichung (3) in Aktion: $Var(p_0) = 0$, aber $Var(p_0^*) = 2500$. Ganz gleich wie das Schicksal entscheidet, der rationale Wert der Aktie in Periode 0 ist immer 50 und hat damit eine Varianz von 0. Der ex-post-rationale Wert ist dagegen entweder 100 oder 0 und hat damit eine weitaus größere Varianz (nämlich $\frac{1}{2} (100 - 50)^2 + \frac{1}{2} (0 - 50)^2 = 2500$).

In Periode 1 werde nun enthüllt, ob die Dividende in der oberen oder unteren Hälfte aller Fächer aus dem Schaubild liegt. Die Menge der Teilmengen von Ω , von denen wir mit Sicherheit wissen, ob sie eintreten werden oder nicht, nimmt also zu: $I_1 \supseteq I_0$. Damit ist aber auch $E(p_1^* | I_1)$ keine Konstante mehr, sondern eine „echte“ Zufallsvariable. Falls die Dividende in der oberen Hälfte liegt, ist der rationale Wert der Aktie jetzt höher:

$$(9) \quad p_1 = \frac{2}{3} \cdot 100 + \frac{1}{3} \cdot 0 = 66,\bar{6}.$$

Falls die Dividende in der unteren Hälfte liegt, ist der neue rationale Wert dagegen niedriger:

$$(10) \quad p_1 = \frac{1}{3} \cdot 100 + \frac{2}{3} \cdot 0 = 33,\bar{3}.$$

Diese beiden Werte von $66,\bar{6}$ und $33,\bar{3}$ werden jeweils mit Wahrscheinlichkeit $1/2$ angenommen, d.h. p_1 ist jetzt eine Zufallsvariable, deren Erwartungswert bezüglich aller bedingten Verteilungen mit dem entsprechenden Erwartungswert von p_1^* übereinstimmt (mit dem bedingenden Ereignis aus I_1), die zusätzlich noch bezüglich I_1 meßbar ist, oder formal: $p_1 = E(p_1^* | I_1)$.

Auch für p_1 und p_1^* gilt die Ungleichung (3): $Var(p_1) = 277,\bar{7} \leq 2500 = Var(p_1^*)$.

In der nächsten Periode erfährt man nochmals mehr über die Dividende, und zwar, ob sie zur linken oder rechten Seite in Abb. 2 gehört. Zusammen mit der Information aus der Vorperiode haben wir damit eine Zerlegung von Ω in vier Teilmengen, von denen wir mit Sicherheit wissen, ob sie die Dividende enthalten: links oben, rechts oben, links unten, rechts unten, mit den folgenden rationalen Preisen für das Wertpapier:

$$E(p_2^* | \text{Fach links oben}) = \frac{2}{12} \cdot 0 + \frac{10}{12} \cdot 100 = 83,\bar{3},$$

$$E(p_2^* | \text{Fach rechts oben}) = \frac{4}{6} \cdot 0 + \frac{2}{6} \cdot 100 = 33,\bar{3},$$

$$E(p_2^* | \text{Fach links unten}) = \frac{10}{12} \cdot 0 + \frac{2}{12} \cdot 100 = 16,\bar{6},$$

$$E(p_2^* | \text{Fach rechts unten}) = \frac{2}{6} \cdot 0 + \frac{4}{6} \cdot 100 = 66,\bar{6}.$$

Damit ist $p_2 = E(p_2^* | I_2)$ eine Zufallsvariable mit den vier Werten $83,\bar{3}$, $33,\bar{3}$, $16,\bar{6}$ und $66,\bar{6}$ und zugehörigen Wahrscheinlichkeiten $\frac{12}{36}$, $\frac{6}{36}$, $\frac{12}{36}$ und $\frac{6}{36}$, sowie $E(p_2) = E(p_2^*) = 50$, aber $Var(p_2) = 833,\bar{3} \leq 2500 = Var(p_2^*)$.

In der dritten Periode nehmen die verfügbaren Informationen nochmals zu, indem bekanntgegeben wird, ob die Dividende in einem der grau unterlegten oder in einem der weiß unterlegten Fächer liegt. Zusammen mit den Informationen der Vorperioden liefert das eine Zerlegung der Ergebnismenge in nunmehr 8 disjunkte Teilmengen, die zusammen mit ihren Vereinigungen unsere neue Informationsmenge I_3 bilden. Analog zu den Vorperio-

den überprüft man leicht, daß $p_3 = E(p_3^* | I_3)$ jetzt eine Zufallsvariable mit den möglichen Werten 0, 10, $33,\bar{3}$, $66,\bar{6}$, 90 und 100 ist, mit $E(p_3) = E(p_3^*) = 50$ und $Var(p_3) = 1351,85 < 2500 = Var(p_3^*)$.

In der vierten Periode schließlich erfahren wir die endgültige Nummer des Dividenden-Faches, d.h. $p_4 \equiv p_4^*$. Der Punkt ist aber, daß bis dahin der rationale Preis des Wertpapiers für jeden Ausgang des Zufallsexperiments stärker schwankt als der ex-post rationale Kurs. Letzterer ist konstant entweder 100 oder 0, d.h. er hat eine Varianz von 0 im Zeitverlauf, während alle rationalen Kursverläufe positive Varianzen aufweisen müssen.

Angenommen etwa, der Zufall hat Fach 12 gewählt. Dann folgt der rationale Kurs des Wertpapiers einem Zeitpfad wie in Abbildung 3 d: Der rationale Wert von zunächst 50 steigt im Licht der Information aus Periode 1 (nämlich daß unser Fach in der oberen Hälfte liegt) auf $66,\bar{6}$, dann sogar auf $83,\bar{3}$, fällt schließlich in Periode 3, in der nur noch Fach 11 oder Fach 12 übrig bleiben, auf 50 ab, und erhält nach Enthüllung der endgültigen Wahrheit den Preis 0. Dieser Preis von 0 wäre zugleich der ex-post gesehen in allen Perioden rationale Preis gewesen, hätte man nur das wahre Fach gekannt. Da man dieses aber eben nicht kannte, sondern nur peu à peu

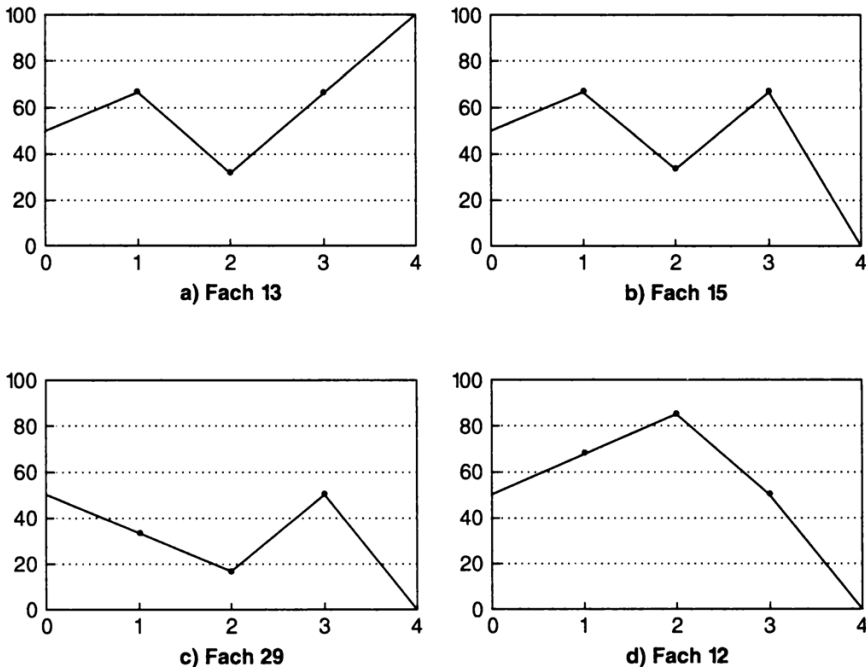


Abbildung 3: Rationaler Kurs im Zeitverlauf in Abhängigkeit von der jeweiligen Information

immer mehr darüber in Erfahrung bringen konnten, schwankt der im Licht der vorhandenen Informationen rationale Preis beträchtlich, während der ex-post-rationale Preis stets der gleiche bleibt.

Zur Illustration zeigt Schaubild 3 auch noch die Zeitverläufe der ex-post-rationale Preise für Dividenden in den Fächern 13, 15 und 29. Auch hier, wie in allen anderen möglichen Fällen auch, schwankt der rationale Preis mehr oder weniger stark im Zeitverlauf, während der ex-post-rationale Preis stets den gleichen Wert besitzt – 0 für die Fächer 15 und 29 und 100 für Fach 13. Somit zeigt schon dieses einfache Beispiel, daß über die Ungleichung (3) nur sehr schwer anhand von einzelnen Trajektorien entschieden werden kann, und daß damit der Anspruch vieler Kritiker auf Widerlegung der Hypothese effizienter Märkte aus Diagrammen wie Abb. 1 allein nicht zu begründen ist.

Zusammenfassung

Die Arbeit zeigt, daß vermeintlich exzessive Volatilitäten verschiedener Finanzaktiva, die in der empirischen Kapitalmarktforschung oft als Indiz gegen effiziente Märkte gewertet werden, durchaus mit der Effizienzmarkthypothese zu vereinen sind.

Summary

The paper shows that seemingly excessive volatilities of capital assets, which often serve as an argument against efficient markets, can easily occur when markets are perfectly efficient, and do therefore carry much less weight than many critics seem to think.

Literatur

- Ackley, G.* (1983), *Commodities and Capital: Prices and Quantities*. *American Economic Review* 73, 1 - 16.
- Cochrane, J. H.* (1991), *Volatility Tests and Efficient Markets*. *Journal of Monetary Economics* 27, 463 - 485.
- Flavin, M.* (1983), *Excess Volatility in Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence*. *Journal of Political Economy* 91, 929 - 956.
- Kiviet, J./Krämer, W.* (1992), *Bias of S^2 in the Linear Regression Model with Correlated Errors*. *Review of Economics and Statistics* 74, 362 - 365.
- Kleidon, A. W.* (1986), *Variance Bounds Tests and Stock Price Valuation Models*. *Journal of Political Economy* 94, 953 - 1001.
- Krämer, W.* (1991), *Asymptotic Unbiasedness of S^2 with Autocorrelated Errors*. *Statistische Hefte* 32, 71 - 73.
- (1992), *The probability of a ‚Gross‘ violation of an efficient market variance inequality*, unveröff. Manuskript. Dortmund.

- / *Berghoff, S.* (1991), Consistency of S^2 in the Linear Regression Model with Correlated Errors. *Empirical Economics* 16, 375 - 377.
- LeRoy, St./Porter, R. D.* (1981), The Present-Value Relation: Tests Based on Implied Variance Bounds. *Econometrica* 49, 555 - 574.
- (1989), Efficient Capital Markets and Martingales. *Journal of Economic Literature* 27, 1583 - 1621.
- Mankiw, N. G./Romer, D./Shapiro, M. D.* (1991), Stock Market Forecastability and Volatility: A Statistical Appraisal. *Review of Economic Studies* 58, 465 - 477.
- Shiller, R.* (1981), Do Stock Prices Move too much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends? *American Economic Review* 71, 421 - 436.
- (1989), *Market Volatility*. Cambridge.
- Tobin, J.* (1984), A Mean-Variance Approach to Fundamental Valuation. *Journal of Portfolio Management* 11, 26 - 32.