Kapitalmarkteffizienz und Verteilung von Aktienrenditen: eine empirische Untersuchung

H. Gerth[1]
S. Niermann[2]

Diskussionspapier **246**
ISNN 0949-9962

Zusammenfassung: In dieser Arbeit wird die Hypothese eines schwach effizienten Kapitalmarktes sowie das Vorliegen des Montagseffektes am deutschen Aktienmarkt untersucht. Weiterhin wird aus der Prüfgröße zum Test auf Autokorrelation erster Ordnung ein Verfahren entwickelt, mit dem die Existenz endlicher Momente der Tagesrenditen untersucht werden kann. Dazu wird die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zweiter Art numerisch simuliert.

Abstract: In this paper the efficient market hypothesis in its weak form and the existence of a Monday effect is examined for German stock returns. Using the first order autocorrelation coeffients, a method is developed to test for the existence of finite moments for daily returns. Therefore, simulations are carried out to investigate the probability of a Type II error.

[1]Universität Hannover – Institut für Grundlagen der Elektrotechnik und Messtechnik, Appelstraße 9A, 30167 Hannover, e-mail: gerth@geml.uni-hannover.de

[2]Universität Hannover – Institut für Quantitative Wirtschaftsforschung, Königsworther Platz 1, 30167 Hannover, e-mail: niermann@mbox.iqw.uni-hannover.de

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung

Ein Kapitalmarkt ist bzgl. einer Informationsmenge Φ_t effizient, wenn es nicht möglich ist, ökonomisch bedeutende Gewinne durch auf diesen Informationen basierende Anlagestrategien zu erzielen.[3] Dabei werden hinsichtlich Φ_t traditionell drei Fälle unterschieden:[4] Während Φ_t bei der strengen Form sämtliche Information umfasst, enthält es bei der mittelstrengen Form nur sämtliche veröffentlichte und damit für jedermann zugängliche Information. Bei der schwachen Form schließlich sind nur historische Kursdaten in Φ_t enthalten. Historische Kursverläufe sind prinzipiell jedermann zugänglich. Zumindest waren sie dies am jeweiligen Börsentag. Damit ist die schwache Informationseffizienz Voraussetzung für die beiden anderen Effizienzformen.

Gerade an der schwachen Form sind jedoch in der Vergangenheit wiederholt Zweifel aufgetreten. Zum einen mussten statistische Tests die Hypothese zufälliger Kursänderungen oder unkorrelierter Aktienrenditen verwerfen. Zum anderen gibt es anscheinend Anlagestrategien, die nicht nur statistisch, sondern auch ökonomisch signifikante, d.h. die Transaktionskosten übersteigende systematische Gewinne gegen den Markt ermöglichen.[5]

Die Frage nach dem Ausmaß der Effizienz des Kapitalmarktes ist keineswegs nur von rein akademischen Interesse. So hat der Umfang der in den Kursen enthaltenen Information unterschiedliche Implikationen für die Anleger. Z. B. sind die Verfahren der technischen Aktienanalyse auf einem schwach effizienten Kapitalmarkt nutzlos. Gleiches gilt für das Auswerten von Jahresabschlüssen, Börsenzeitschriften o. ä. auf einem mittelstreng effizienten Kapitalmarkt.

In der vorliegenden Arbeit wird die statistische Signifikanz der Ineffizienz in Bezug auf die schwache Form mit verschiedenen Tests untersucht. Außerdem wird aus dem klassischen Test auf Autokorrelation ein Test auf die Existenz endlicher Momente der Aktienrenditen entwickelt. Weiterhin wird untersucht, wie stark die Abhängigkeiten zwischen den Aktienrenditen verschiedener Unternehmen sind. Schließlich erfolgt eine Untersuchung zum Vorliegen von Wochentagseffekten.

Für diese Arbeit standen Tageskurse von 25 Aktien aus einem Zeitraum von meist fünf Jahren zur Verfügung. Einen Überblick über das Datenmaterial enthält Tabelle 1.

[3] Vgl. M. C. Jensen, [Jen78], S. 96.
[4] Vgl. E. F. Fama, [Fam71], S. 383.
[5] Vgl. D. Schiereck, M. Weber, [SW95], S. 10 ff.

Unternehmen	Zeitraum	Anzahl Kursnotierungen
Adidas	30.9.96-23.8.99	722
Allianz	30.8.94-23.8.99	1246
BASF	30.8.94-23.8.99	1247
Bayer	30.8.94-23.8.99	1247
Bayr. Hypo. Bank	30.8.94-23.8.99	1246
BMW	30.8.94-23.8.99	1247
Commerzbank	30.8.94-23.8.99	1246
DaimlerChrysler	28.12.98-23.8.99	161
Degussa	30.8.94-23.8.99	1246
Fresenius	29.7.97-23.8.99	517
Henkel	30.8.94-23.8.99	1246
Karstadt	30.8.94-23.8.99	1247
Linde	30.8.94-23.8.99	1246
Lufthansa	30.8.94-23.8.99	1247
MAN	30.8.94-23.8.99	1247
Metro	16.5.97-23.8.99	568
Münchner Rück	30.8.94-23.8.99	1239
Preussag	30.8.94-23.8.99	1247
RWE	30.8.94-23.8.99	1246
SAP	30.8.94-23.8.99	1247
Schering	30.8.94-23.8.99	1247
Thyssen	26.3.99-23.8.99	102
Veba	30.8.94-23.8.99	1245
Viag	30.8.94-23.8.99	1245
VW	30.8.94-23.8.99	1246

Tabelle 1: Für diese Arbeit verwendetes Datenmaterial

2 Tests zur schwachen Kapitalmarkteffizienz

2.1 Test über die Autokorrelationskoeffizienten

2.1.1 Annahme endlicher Momente

Sind die aufeinanderfolgenden, aus den Kursen p_t berechneten Aktienrenditen

$$R_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}$$

nicht unkorreliert, besteht neben zufälligen Einflüssen auch ein systematischer Zusammenhang aufeinanderfolgender Renditen. Damit ergibt sich die Möglichkeit mit Hilfe der historischen Kurse die Kursentwicklung zu prognostizieren. Zumindest bei Vernachlässigung der Transaktionskosten könnte man so gegen den Markt gewinnen, der Kapitalmarkt wäre ineffizient.

Die frühen Untersuchungen testeten daher zumeist die Nullhypothese $H_0 : \rho_\tau = 0$ mit ρ_τ

als Autokorrelationskoeffizienten τ-ter Ordnung über den Schätzer

$$r_\tau = \frac{n}{n-\tau} \frac{\sum_{t=1+\tau}^{n} (R_t - \overline{R})(R_{t-\tau} - \overline{R})}{\sum_{t=1}^{n} (R_t - \overline{R})^2}$$

mit

$$\overline{R} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} R_t,$$

wobei sich die meisten Untersuchungen auf den Fall $\tau = 1$ beschränkten. Wegen des großen Stichprobenumfangs wird weiterhin i. a. $n - \tau \approx n$ gesetzt.

Der Schätzer r_τ ist für hinreichend große Stichprobenumfänge n bei unabhängigen (d.h. nicht nur unkorrelierten), identisch verteilten Renditen mit endlicher Varianz $\mathrm{N}(0, \frac{1}{n-\tau})$-verteilt. Somit ist $\sqrt{n-\tau}\, r_\tau$ asymptotisch standardnormalverteilt.

Die Prüfgröße $\sqrt{n-\tau}\, r_\tau$ wird von zwei Seiten kritisiert. Zum einen eignet sie sich nicht, um auf Autokorrelation zu testen, wenn die R_t zwar unkorreliert, aber nicht mehr unabhängig sind. Zum anderen wird die Annahme endlicher Momente kritisiert (s.u.).

Sind die Renditen zwar unkorreliert aber nicht unabhängig, gilt $\sqrt{n}\, r_\tau \sim \mathrm{N}(0, s_\tau^2)$. $\sqrt{n}\, r_\tau$ ist zwar wie bisher asymptotisch normalverteilt, jedoch weicht die Varianz von eins ab. Die Standardabweichung s_τ lässt sich durch

$$\hat{s}_\tau^2 = \frac{\frac{1}{n-\tau} \sum_{t=1+\tau}^{n} (R_t - \bar{R})^2 (R_{t-\tau} - \bar{R})^2}{\left[\frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n} (R_t - \bar{R})^2\right]^2}$$

schätzen.[6] Der Wert $\hat{s}_1^2$ liegt z.B. bei den hier untersuchten Aktienrenditen zwischen 0,8 und 5. Er ist bei 24 der 25 untersuchten Aktien größer als eins. Damit wird die Hypothese unkorrelierter Renditen bei nichtlinearen statistischen Abhängigkeiten zu häufig abgelehnt, wenn man die kritischen Werte aus der Standardnormalverteilung verwendet.

Dieser Einwand ist nur für den Test auf echte Unkorreliertheit relevant, nicht jedoch für die eigentliche Untersuchung auf Kapitalmarkteffizienz. Sind aufeinanderfolgende Renditen unkorreliert, aber nicht unabhängig, erlauben auch sie u. U. die Kursprognose und der Kapitalmarkt ist ineffizient. Somit ist die Untersuchung der Verbundhypothese unkorrelierter und unabhängiger identisch verteilter Renditen besser für die Untersuchung der Kapitalmarkteffizienz geeignet.

Bei den weiteren Untersuchungen wird daher zum einen $\sqrt{n-\tau}\, r_\tau$ angegeben, das unter

H_0^1 : „Die Tagesrenditen mit endlicher Varianz sind unabhängig und identisch verteilt“

[6] Vgl. S. Taylor, [Tay86], S. 124. Die Darstellung entspricht der von W. Krämer und R. Runde für $\tau = 1$ angegebenen (siehe [KR90], S. 5).

Unternehmen	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	r_1	$\sqrt{n}r_1$	$\hat{s}^2$	$\frac{\sqrt{n}r_1}{\hat{s}}$	$\hat{c}_1;\hat{c}_2$ $\theta=0{,}05$	$\hat{c}_1;\hat{c}_2$ $\theta=0{,}1$	$\hat{c}_1;\hat{c}_2$ $\theta=0{,}2$
Adidas	1,55	0,09	0,08	**2,02**	1,65	1,57	-1,998;1,948	-1,681;1,661	-1,298;1,283
Allianz	1,59	0,13	0,02	0,87	2,14	0,59	-1,941;1,958	-1,612;1,648	-1,268;1,283
BASF	1,62	0,11	-0,04	-1,40	1,86	-1,03	-1,990;1,932	-1,658;1,617	-1,298;1,270
Bayer	1,58	-0,07	-0,03	-1,04	1,97	-0,74	-2,046;1,958	-1,664;1,653	-1,290;1,273
Bayr. Hypo. Bank	1,38	0,07	0,04	1,54	4,84	0,70	-1,951;1,983	-1,618;1,673	-1,249;1,288
BMW	1,39	0,01	0,06	**2,21**	3,56	1,17	-1,955;1,958	-1,616;1,649	-1,270;1,285
Commerzbank	1,40	0,02	0,01	0,47	2,42	0,30	-1,930;1,981	-1,600;1,674	-1,251;1,289
DaimlerChrysler	1,76	0,22	0,06	0,72	1,10	0,69	-1,980;1,962	-1,625;1,655	-1,251;1,282
Degussa	1,58	0,03	-0,02	-0,62	1,66	-0,48	-1,993;1,967	-1,673;1,641	-1,302;1,273
Fresenius	1,67	0,16	0,09	1,94	2,24	1,29	-2,000;1,941	-1,662;1,624	-1,273;1,263
Henkel	1,50	0,17	0,04	1,58	3,27	0,88	-1,936;1,941	-1,603;1,666	-1,255;1,300
Karstadt	1,61	0,09	-0,04	-1,34	1,88	-0,98	-1,968;1,995	-1,654;1,681	-1,284;1,302
Linde	1,46	0,09	-0,07	**-2,50**	1,86	-1,84	-1,923;2,003	-1,620;1,679	-1,269;1,301
Lufthansa	1,53	0,07	-0,02	-0,66	1,59	-0,53	-1,915;2,002	-1,580;1,671	-1,241;1,301
MAN	1,51	0,11	0,03	1,13	1,98	0,81	-1,966;1,948	-1,654;1,627	-1,265;1,272
Metro	1,68	0,47	0,07	1,72	1,92	1,24	-1,965;1,936	-1,639;1,613	-1,292;1,270
Münchner Rück	1,43	0,10	0,04	1,51	1,68	1,17	-1,933;2,005	-1,611;1,662	-1,265;1,274
Preussag	1,48	0,17	-0,03	-0,89	1,88	-0,65	-1,947;1,974	-1,629;1,630	-1,269;1,263
RWE	1,50	-0,01	-0,01	-0,29	2,75	-0,17	-1,941;1,932	-1,607;1,626	-1,257;1,264
SAP	1,55	0,04	0,07	**2,48**	2,02	1,74	-1,920;1,990	-1,628;1,669	-1,263;1,304
Schering	1,57	0,15	-0,01	-0,49	2,25	-0,33	-1,987;1,937	-1,634;1,627	-1,274;1,267
Thyssen	2,00	1,00	-0,06	-0,64	0,81	-0,71	-1,922;1,924	-1,612;1,615	-1,261;1,265
Veba	1,47	-0,02	0,06	**2,03**	1,82	1,51	-1,951;1,980	-1,632;1,669	-1,283;1,308
Viag	1,44	0,02	0,02	0,72	2,01	0,51	-1,980;1,974	-1,624;1,625	-1,273;1,274
VW	1,56	-0,05	0,04	1,36	2,01	0,96	-1,946;1,940	-1,630;1,618	-1,261;1,285

Tabelle 2: Geschätzter charakteristischer Exponent $\hat{\alpha}$ und geschätzer Schiefeparameter $\hat{\beta}$ bei der Annahme stabil verteilter Aktienrenditen sowie Schätzwerte und Prüfgrößen zur Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung bei Anwendung des klassischen Tests unter Annahme endlicher Momente. Im rechten Teil der Tabelle sind die durch Bootstrapping ermittelten kritischen Werte für $\sqrt{n}r_1$ angegeben.

asymptotisch standardnormalverteilt ist. Zum anderen wird immer auch $\dfrac{\sqrt{n-\tau}r_\tau}{\hat{s}_\tau}$ ausgewiesen, das unter

H_0^2 : „Die Tagesrenditen mit endlicher Varianz sind unkorreliert und identisch verteilt“

asymptotisch N(0,1)-verteilt ist. Wird H_0^1, nicht jedoch H_0^2 verworfen, ist dies ein Hinweis auf nichtlineare statistische Abhängigkeiten.

Im Folgenden wird bei der Untersuchung der Autokorrelation erster Ordnung sowie bei der Untersuchung der Verteilung der Aktienrenditen wie in der Literatur üblich $n-\tau \approx n$ bei der Berechnung von r_τ sowie der kritischen Werte verwendet. Wegen des großen Stichprobenumfangs ist der Unterschied vernachlässigbar. Nur bei der Betrachtung der Autokorrelation höherer Ordnung in den Tabellen 8 bis 10 auf den Seiten 22 bis 24 wird wegen der vergleichsweise großen τ-Werte mit $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ gearbeitet.

Die Ergebnisse zum Test auf Autokorrelation erster Ordnung sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Insgesamt wird die Nullhypothese H_0^1 häufiger abgelehnt, als dies nach dem Signifikanzniveau $\theta = 0{,}05$ zu erwarten ist.[7]

So beträgt die Wahrscheinlichkeit für 5 oder mehr signifikante unter den insgesamt 25 Prüfgrößen bei unabhängigen Renditen für das Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}05$ entsprechend der Binomialverteilung lediglich 0,7 %. Dagegen kann H_0^2 bei $\theta = 0{,}05$ gar nicht abgelehnt werden. Dies bedeutet, dass die Renditen anscheinend zwar unkorreliert aber nicht unabhängig sind.

In den Tabellen 8, 9 und 10 auf den Seiten 22, 23 und 24 sind die Autokorrelationskoeffizienten höherer Ordnungen sowie die beiden Prüfgrößen für die Hypothesen H_0^1 und H_0^2 bei der Annahme endlicher Momente zusammengefasst. Man sieht dort, dass im Vergleich zu früheren Untersuchungen nur relativ wenige Testgrößen mit der jeweiligen Nullhypothese nicht zu vereinbaren sind.

Um alle Ergebnisse zu einem Wert zusammenzufassen, kann man wie S. Taylor die Binomialverteilung verwenden.[8] Bei Gültigkeit der jeweiligen Nullhypothese ist die Anzahl x der insgesamt beim Testniveau θ als signifikant ausgewiesenen Prüfgrößen bei N durchgeführten Tests mit $b(x, N, \theta)$ binomialverteilt.

Betrachtet man alle 400 berechneten Testgrößen (für den gesamten, durch alle 25 verwendeten Aktien approximierten „Markt"), beträgt die Wahrscheinlichkeit bei $\theta = 0{,}05$ die korrekte Nullhypothese fälschlicherweise mehr als 26 (27) mal abzulehnen entsprechend der Binomialverteilung etwa 7,3 % (4,8 %). Damit sind die insgesamt 22 im Ablehnbereich von H_0^2 liegenden Werte von $\frac{\sqrt{n-\tau}r_\tau}{\hat{s}_\tau}$ für den Markt insgesamt mit H_0^2, d.h. mit unkorrelierten Aktienrenditen zu vereinbaren ($\theta = 0{,}05$). Dagegen wird H_0^1 (unabhängige Kurse) 52 Mal verworfen. Die Wahrscheinlichkeit, bei den 400 Tests die Nullhypothese bei Gültigkeit derselben 51 mal oder häufiger abzulehnen, beträgt jedoch nur etwa 10^{-9}. Auch hier deutet viel auf eine nichtlineare statistische Abhängigkeit der Renditen hin.

2.1.2 Abkehr von der Annahme endlicher Momente

Die zweite Kritik bei der Verwendung von $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ richtet sich gegen die Annahme einer endlichen Varianz der Aktienkurse.[9] Insbesondere die breiten Ränder empirischer Renditeverteilungen können ein Hinweis darauf sein. Allerdings wurde die Annahme unendlicher Momente für amerikanische Aktien oft abgelehnt.[10] Dennoch sieht H.P. Möller die Ergebnisse von Untersuchungen zur Verteilung deutscher Aktienrenditen -allerdings ohne direkten Test- im Einklang mit der Annahme unendlicher Varianzen.[11] Dagegen zeigen Akgiray u.a., dass stabile Verteilungen auch für den deutschen Aktienmarkt ungeeignet sind.[12]

[7] Hier wird im folgenden das Signifikanzniveau mit θ bezeichnet, um später Verwechslungen mit dem charakteristischen Exponenten α der stabilen Verteilung zu vermeiden.

[8] Vgl. S. Taylor, [Tay86], S. 138.

[9] Vgl. W. Krämer, R. Runde, [KR90], S. 5ff.

[10] Vgl. z.B. P. R. Perry, [Per83], S. 219 oder R. L. Hagerman, [Hag78], S. 1216 f.

[11] Vgl. H. P. Möller, [Möl84], S. 228.

[12] Vgl. V. Akgiray, G. G. Booth, O. Loistl; [ABL89], S. 120.

Ist die Varianz nicht endlich, greift der Zentrale Grenzwertsatz nicht, so dass $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ nicht gegen die Standardnormalverteilung konvergiert. Für den Test auf Autokorrelation erster Ordnung über $\sqrt{n}r_1$ leiten W. Krämer und R. Runde für unabhängige stabil verteilte Renditen die modifizierte Testgröße

$$\left[\frac{n}{\ln(n)}\right]^{1/a} r_1$$

und ihre Grenzverteilung her.[13] Für diese Prüfgröße geben sie durch Reihenentwicklung ermittelte kritische Werte an. Monte-Carlo-Simulationen ergaben jedoch für die hier relevanten Stichprobenumfänge andere kritische Werte für die Testgröße.

Daher wird für den Test auf Autokorrelation erster Ordnung neben dem klassischen Test mit $\sqrt{n}r_1$ ein auf Bootstrapping basierendes Verfahren verwendet. Für diesen Test wird aus der Originalzeitreihe jeweils $n_B = 10.000$ mal eine Unterstichprobe mit Zurücklegen gezogen. Der Stichprobenumfang dieser Unterstichproben entspricht dem Umfang der Originalstichprobe. Anschließend wird für jede dieser Unterstichproben die klassische Größe $\sqrt{n}r_1$ berechnet. Die sich dann einstellende Verteilung kann als Näherung für die Verteilung von $\sqrt{n}r_1$ angesehen werden, wenn die gegebenen Renditen unkorreliert und unabhängig sind.

Entsprechend lassen sich Näherungswerte für die kritischen Werte von $\sqrt{n}r_1$ als Prozentpunkte aus der Bootstrapping-Verteilung ablesen. Dazu werden die Werte $\hat{c}_1 = \sqrt{n}r_{1(k_1)}$ sowie $\hat{c}_2 = \sqrt{n}r_{1(k_2)}$ als $k_1 = [n_B\frac{\theta}{2}] + 1$ sowie $k_2 = [n_B(1-\frac{\theta}{2})] + 1$ verwendet. Der Operator $[.]$ bezeichnet dabei den ganzzahligen Anteil des Argumentes, $\sqrt{n}r_{1(k)}$ stellt den k-ten Wert der geordneten $\sqrt{n}r_1$ dar.

Liegt der aus der Originalzeitreihe berechnete Wert von $\sqrt{n}r_1$ außerhalb des Intervalls $(\hat{c}_1, \hat{c}_2)$, kann dies unter der jeweiligen Irrtumswahrscheinlichkeit θ als Indiz für das Vorliegen von Autokorrelation gedeutet werden.

Die berechneten Autokorrelationskoeffizienten sowie die durch Bootstrapping der Zeitreihe ermittelten kritischen Werte sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Es fällt auf, dass die kritischen Werte $\hat{c}_1$ und $\hat{c}_2$ nur unwesentlich von den entsprechenden kritischen Werten der Standardnormalverteilung (1,96, 1,64 sowie 1,28) abweichen. Daher bleibt das bei Annahme endlicher Momente erhaltene Testergebnis zur Autokorrelation erster Ordnung unverändert.

2.2 Untersuchung der Verteilung der Aktienrenditen

2.2.1 Prüfgröße und kritische Werte

Die Ähnlichkeit von $\hat{c}_1$ und $\hat{c}_2$ mit den entsprechenden Werten der Normalverteilung kann ein Hinweis auf die Gültigkeit des Zentralen Grenzwertsatzes für $\sqrt{n}r_1$ und damit für endliche zweite Momente der Aktienrenditen sein. Das Vorgehen bei der Ermittlung der

[13] Vgl. z. B. W. Krämer, R. Runde, [KR91a], S. 313 ff.. α bezeichnet dabei den charakteristischen Exponenten der Verteilung der Aktienrenditen.

kritischen Werte lässt sich auf eine Untersuchung der Verteilung der Aktien erweitern. Dazu werden die gebootstrapten $\hat{c}_1$ und $\hat{c}_2$ selbst als Prüfgrößen verwendet. Im Folgenden ist zu klären, wie stark $\hat{c}_1$ und $\hat{c}_2$ von den entsprechenden Werten der Normalverteilung abweichen dürfen.

Ausgenutzt wird, dass bei n_B unabhängigen, stetig verteilten Zufallsvariablen X_i mit der Dichtefunktion $f(x)$ und der Verteilungsfunktion F für die Verteilung von $X_{(k)}$ als k-tem Element der geordneten Statistik von $X_1 \dots X_n$

$$\sqrt{n_B} \frac{X_{(k)} - x_p}{\sqrt{p(1-p)}} \sim_{asympt.} N(0, \frac{1}{f^2(x_p)})$$

gilt. Dabei bezeichnet x_p das p-te Quantil von F mit $k = [n_B p] + 1$.[14]

Verwendet man als X_i die aus n_B Bootstrappingstichproben ermittelten Werte von $\sqrt{n} r_1$, so sind diese als unabhängig anzusehen. Bei Gültigkeit des Zentralen Grenzwertsatzes sind sie weiterhin wegen des großen Stichprobenumfangs n näherungsweise standardnormalverteilt.

Damit ist die Verteilung der $\sqrt{n} r_1$ symmetrisch, so dass es nahe liegt, die Prüfgröße

$$T_p = \frac{1}{2}(X_{(k)} - X_{(n_B-k+1)}), \quad k > \frac{n_B}{2}, \quad k = [n_B p] + 1$$

zu verwenden.

Allerdings sind die asymptotisch normalverteilten geordneten Statistiken $X_{(r)}$ und $X_{(s)}$ nicht unabhängig voneinander. Vielmehr weisen sie für $n_B \to \infty$, $r/n_B \to p_1$, $s/n_B \to p_2$ sowie $0 < p_1 < p_2 < 1$ die asymptotische Kovarianz

$$\mathrm{Cov}(X_{(r)}, X_{(s)}) = n_B \frac{p_1(1-p_2)}{f(x_{p_1}) f(x_{p_2})}$$

auf.[15]

Entsprechend ist die Prüfgröße T_p normalverteilt mit dem Erwartungswert x_p und der Varianz

$$\begin{aligned}
\mathrm{Var}(T_p) &= \frac{1}{4}\left(\mathrm{Var}(X_{(k)}) + \mathrm{Var}(X_{(n_B-k+1)}) - 2\,\mathrm{Cov}(X_{(k)}, X_{(n_B-k+1)})\right) \\
&= \frac{1}{4}\left(\frac{p(1-p)}{n_B f(x_p)^2} + \frac{(1-p)p}{n_B f(-x_p)^2} - 2\frac{(1-p)(1-p)}{n_B f(-x_p) f(x_p)}\right) \\
&= \frac{(1-p)(2p-1)}{2 n_B f(x_p)^2}
\end{aligned}$$

Somit lassen sich für T_p (asymptotische) kritische Werte für den Test der Nullhypothese

H_0 : „Die Verteilung der Renditen besitzt endliche Momente“

[14]Vgl. H. Büning, G. Trenkler, [BT94], S. 61.
[15]Vgl. J. D. Gibbons, S. Chakraborti, [GC92], S. 48.

	$p = 0{,}995$	$p = 0{,}99$	$p = 0{,}975$	$p = 0{,}95$	$p = 0{,}9$	$p = 0{,}75$
$[c_1; c_2]$	[2,519;2,632]	[2,283;2,370]	[1,929;1,991]	[1,621;1,669]	[1,263;1,300]	[0,662;0,687]

Tabelle 3: Kritische Werte für den auf Bootstrapping basierenden Test für unterschiedliche Werte von p für $n_B = 10.000$ (Signifikanzniveau $\theta = 0{,}1$).

angeben. Sie ergeben sich für die aus den mit $\sqrt{n}$ multiplizierten Autokorrelationskoeffizienten r_1 gebildete Prüfgröße

$$T_p = \frac{1}{2}\left(\sqrt{n} r_{1(k)} - \sqrt{n} r_{1(n_B-k+1)}\right), \quad k = [n_B p] + 1,\ p > \frac{1}{2}$$

zu

$$c_{1,2} = z_p \pm z_{1-\frac{\theta}{2}} \frac{\sqrt{(1-p)(2p-1)}}{\sqrt{2n_B} f(z_p)}$$

und bei Einsetzen der Verteilungsdichte der Standardnormalverteilung als

$$c_{1,2} = z_p \pm z_{1-\frac{\theta}{2}} \frac{\sqrt{\pi(1-p)(2p-1)}}{\sqrt{n_B}} e^{\frac{1}{2} z_p^2}.$$

Dabei bezeichnet z_p (mit $p > 0{,}5$) das p-te Quantil der Standardnormalverteilung aus dem die Prüfgröße T_p konstruiert wird und $z_{1-\frac{\theta}{2}}$ das $(1-\frac{\theta}{2})$-Quantil der Standardnormalverteilung zum Testniveau θ.

In Tabelle 3 sind einige kritische Werte für unterschiedliche Werte von p angegeben. Tabelle 4 enthält die Prüfgrößen T_p für die untersuchten Renditen. Man erkennt, dass bei dem verwendeten Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}1$ für keinen der drei p-Werte mehr als drei Prüfgrößen im Ablehnbereich realisiert sind. Bei den insgesamt 25 Aktien würden vier oder mehr Werte im Ablehnbereich in immerhin 23,6 % aller Fälle auftreten. Somit sind die drei Werte im Ablehnbereich gut mit der Hypothese endlicher Momente für die Gesamtheit der Aktien zu vereinbaren.

2.2.2 Aussagen zum Fehler zweiter Art

Zu untersuchen ist jedoch, wie groß die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zweiter Art bei stabil verteilten Renditen ist. Wenn T_p auch bei stabil verteilten Renditen mit hoher Wahrscheinlichkeit zwischen c_1 und c_2 realisiert, wäre der Test unbrauchbar.

Eine Abschätzung des Fehlers zweiter Art bei tatsächlich stabil verteilten Renditen ist mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen möglich. Dazu werden je $n_S = 1000$ Zeitreihen mit stabil verteilten Pseudozufallszahlen für verschiedene charakteristische Exponenten α und Schiefeparameter β erzeugt.[16] Die Länge dieser Zeitreihen wurde zu $n = 1000$ gewählt

[16]Hierfür wurde die MATLAB-Funktion `stabrnd` von J. H. McCulloch verwendet (siehe [McC]). Der Skalierungsparameter c sowie der Lageparameter δ der stabilen Verteilung sind für diese Untersuchung irrelevant, da eine Verschiebung und Skalierung bei der Berechnung von r_τ wieder rückgängig gemacht wird.

	T_p		
Unternehmen	$p = 0{,}975$	$p = 0{,}95$	$p = 0{,}9$
Adidas	1,973	**1,671**	1,290
Allianz	1,949	1,630	1,275
BASF	1,961	1,638	1,284
Bayer	**2,002**	1,658	1,281
Bayr. Hypo. Bank	1,967	1,645	1,268
BMW	1,957	1,633	1,277
Commerzbank	1,956	1,637	1,270
DaimlerChrysler	1,971	1,640	1,267
Degussa	1,980	1,657	1,287
Fresenius	1,971	1,643	1,268
Henkel	1,938	1,635	1,278
Karstadt	1,981	1,667	1,293
Linde	1,963	1,649	1,285
Lufthansa	1,959	1,625	1,271
MAN	1,957	1,641	1,269
Metro	1,951	1,626	1,281
Münchner Rück	1,969	1,637	1,269
Preussag	1,960	1,629	1,266
RWE	1,937	**1,617**	**1,260**
SAP	1,955	1,649	1,283
Schering	1,962	1,631	1,271
Thyssen	**1,923**	**1,614**	1,263
Veba	1,965	1,651	1,295
Viag	1,977	1,624	1,273
VW	1,943	1,624	1,273

Tabelle 4: Prüfgröße T_p für die untersuchten Unternehmen ($n_B = 10.000$). Signifikante Werte ($\theta = 0{,}1$) sind **fett** dargestellt.

und entspricht damit etwa der Anzahl Kursnotierungen. Mit diesen Zeitreihen wird die Verteilung von T_p bei verschiedenen Verteilungen geschätzt.

Tabelle 5 enthält die Wahrscheinlichkeiten für die Annahme der Nullhypothese für verschiedene Parameterkombinationen der stabilen Verteilung. In der ersten Zeile sind zur Kontrolle die Werte angegeben, die sich bei normalverteilten Zufallszahlen (charakteristischer Exponent $\alpha = 2$) in der Simulation ergeben. Es handelt sich hierbei um die Wahrscheinlichkeit, die richtige Nullhypothese anzunehmen. Die simulierten Werte entsprechen weitgehend den durch das Signifikanzniveau vorgegebenen Werten. Die in den anderen Zeilen angegebenen Werte entsprechen den Wahrscheinlichkeiten für einen Fehler zweiter Art.

Die Simulation zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit einer Realisation innerhalb der Grenzen $c_{1,2}$ bei stabil verteilten Renditen bereits bei einem charakteristischen Exponenten von

		$p = 0{,}995$			$p = 0{,}99$		
		$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$	$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$
α	2	0,899	0,899	0,899	0,896	0,896	0,896
	1,8	0,199	0,212	0,188	0,326	0,342	0,330
	1,6	0,041	0,029	0,031	0,055	0,057	0,079
	1,4	0,018	0,014	0,014	0,037	0,042	0,042
	1,2	0,015	0,018	0,016	0,026	0,039	0,035
	1	0,017	0,018	0,022	0,035	0,029	0,025

		$p = 0{,}975$			$p = 0{,}95$		
		$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$	$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$
α	2	0,896	0,896	0,896	0,892	0,892	0,892
	1,8	0,539	0,555	0,558	0,383	0,373	0,371
	1,6	0,272	0,256	0,267	0,103	0,121	0,107
	1,4	0,117	0,125	0,122	0,022	0,026	0,027
	1,2	0,046	0,054	0,059	0,009	0,011	0,004
	1	0,015	0,025	0,027	0,002	0,003	0,002

		$p = 0{,}9$			$p = 0{,}75$		
		$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$	$\beta =$ -0,2	$\beta = 0$	$\beta = 0{,}2$
α	2	0,909	0,909	0,909	0,884	0,884	0,884
	1,8	0,239	0,241	0,230	0,190	0,192	0,194
	1,6	0,030	0,027	0,030	0,022	0,018	0,017
	1,4	0,002	0,001	0,003	0,000	0,000	0,000
	1,2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Tabelle 5: Simulierte Wahrscheinlichkeiten für die Annahme der Nullhypothese bei unterschiedlichen stabilen Verteilungen. Umfang der $n_S = 1000$ Stichproben: $n = 1000$. Anzahl Bootstrappingläufe: $n_B = 10.000$.

$\alpha = 1{,}80$ für $p = 0{,}9$ kleiner als 25 % ist. Schon für $\alpha = 1{,}6$ ist sie kleiner als 3 %. Tatsächlich liegen die für die Unternehmen geschätzten charakteristischen Exponenten eher bei $\alpha = 1{,}5$ (siehe Tabelle 2). Bei den vorliegenden Daten ist die Wahrscheinlichkeit für einen Fehler zweiter Art i.a. sehr klein.

Für 24 der 25 Unternehmen ist der geschätzte charakteristische Exponent kleiner als 2. Wären diese Renditen tatsächlich stabil verteilt, wäre die Wahrscheinlichkeit, dass T_p innerhalb der Grenzen $c_{1,2}$ realisiert, kleiner als 0,3. Nach der Binomialverteilung würden sogar bei einer Wahrscheinlichkeit von 0,3 weniger als 16 T_p-Werte mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,98 % innerhalb von $c_{1,2}$ liegen.

Tatsächlich liegen bei $p = 0{,}9$ sogar 23 der 24 Schätzwerte mit $\hat{\alpha} < 2$ innerhalb von $c_{1,2}$. Weiterhin ist zu beachten, dass die Schätzwerte $\hat{\alpha}$ i.a. sogar kleiner als 1,6 sind und die Fehlerwahrscheinlichkeit damit i.a. erheblich kleiner ist als 0,3. Somit erscheint die generelle Annahme stabil verteilter Renditen nicht zweckmäßig.

Umgekehrt beträgt die Wahrscheinlichkeit für mehr als vier signifikante Größen T_p beim verwendeten Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}1$ unter der Nullhypothese nach der Binomialverteilung etwa 10 %. Tatsächlich sind jedoch bei keinem der drei betrachteten p-Werte mehr als drei Prüfgrößen signifikant. Dies kann als starkes Indiz für die Zulässigkeit der Annahme endlicher Momente angesehen werden.

2.3 Run-Test

Mit dem Run-Test soll untersucht werden, ob aufeinanderfolgende Kursänderungen zufällig sind. Dazu wird die gesamte Zeitreihe in Abschnitte unterteilt, in denen sämtliche aufeinanderfolgende Kursänderungen und damit Renditen positiv, negativ oder identisch null sind.[17]

Ein solcher Abschnitt bildet einen sogenannten Run (auch Iteration). Die Anzahl Runs wird als Prüfgröße zum Test auf Zufälligkeit verwendet. Treten bei einer gegebenen Anzahl positiver, negativer oder verschwindender Kursänderungen zu viele Runs auf, kann dies daran liegen, dass sich positive und negative Kursänderungen systematisch abwechseln. Dagegen deuten zu wenige Runs auf Trends hin.

Für die hier verwendete Version des Run-Tests ergibt sich der Erwartungswert der Anzahl Iterationen R als

$$\mathrm{E}(R) = n + 1 - \frac{n_+^2 + n_0^2 + n_-^2}{n}$$

und die Varianz als

$$\mathrm{Var}(R) = \frac{(n^2+n)(n_+^2 + n_0^2 + n_-^2) + (n_+^2 + n_0^2 + n_-^2)^2 - 2n(n_+^3 + n_0^3 + n_-^3) - n^3}{n^2(n-1)}$$

wobei n_+ die Anzahl positiver Renditen, n_- die Anzahl negativer Renditen, und n_0 die Anzahl Tage ohne Kursänderung ist. Weiterhin ist $n = n_+ + n_0 + n_-$ die Anzahl aller insgesamt beobachteten Renditen.[18]

Für hinreichend große Stichprobenumfänge wie sie hier vorliegen ist

$$z = \frac{R - \mathrm{E}[R] + 0{,}5}{\sqrt{\mathrm{Var}[R]}}$$

(mit +0,5 als Ganzzahligkeitsausgleich) standardnormalverteilt.

Wie bei Hanssen und Reiß wird hier getestet, ob aufeinanderfolgende Kursänderungen zufällig sind. Daneben werden auch weiter entfernte Kursänderungen entsprechend untersucht. Dazu wird die Zeitreihe mit den Kursdaten in die Zeitreihe x_t mit den Elementen x_t aus

$$x_t^\tau = \mathrm{sign}(p_{t\cdot\tau+1} - p_{(t-1)\cdot\tau+1})$$

[17]Hier wird wie bei R. A. Hanssen und W. Reiß die Variante des Run-Tests verwendet, bei der das Datenmaterial in drei disjunkte Klassen, d.h. fallende, steigende und gleichbleibende Kurse eingeteilt wird (vgl. R. A. Hanssen, W. Reiß, [HR77], S. 311). Bei der klassischen Variante des Run-Tests werden dagegen nur zwei disjunkte Klassen gebildet (vgl. z.B. H. Büning, G. Trenkler, [BT94], S. 104 ff.)

[18]Vgl. W. Reiß, [Rei74], S. 83 und 87.

		Lag-Länge τ				
Unternehmen	Zeitraum	1	2	5	10	20
Adidas	30.9.96-23.8.99	-1,502	-0,542	0,178	1,447	0,590$^{(!)}$
Allianz	30.8.94-23.8.99	0,454	0,787	0,140	-0,636	-0,356
BASF	30.8.94-23.8.99	1,830	0,468	-1,103	0,743	1,432
Bayer	30.8.94-23.8.99	-0,541	0,183	-0,301	0,180	0,562
Bayr. Hypo. Bank	30.8.94-23.8.99	-1,049	-1,544	0,758	-0,395	-0,072
BMW	30.8.94-23.8.99	-1,400	-1,172	-0,313	-0,148	0,022
Commerzbank	30.8.94-23.8.99	0,681	-0,646	1,025	0,379	0,678
DaimlerChrysler	28.12.98-23.8.99	0,320	-0,782	-0,158$^{(!)}$	0,329$^{(!)}$	1,442$^{(!)}$
Degussa	30.8.94-23.8.99	0,531	1,424	0,741	-1,383	0,419
Fresenius	29.7.97-23.8.99	-1,305	**-2,556**	**2,446**	-1,358	0,490$^{(!)}$
Henkel	30.8.94-23.8.99	0,364	0,277	-0,434	0,844	0,344
Karstadt	30.8.94-23.8.99	-0,141	1,248	-0,235	1,020	0,786
Linde	30.8.94-23.8.99	1,547	0,682	1,364	-0,193	0,463
Lufthansa	30.8.94-23.8.99	-0,377	0,390	0,431	-0,451	-0,610
MAN	30.8.94-23.8.99	-0,638	-1,594	-0,007	0,743	-0,120
Metro	16.5.97-23.8.99	**-2,937**	-1,387	-0,067	0,944	-0,751$^{(!)}$
Münchner Rück	30.8.94-23.8.99	-0,128	0,106	0,651	1,476	0,232
Preussag	30.8.94-23.8.99	-1,077	0,941	0,318	-1,098	-0,705
RWE	30.8.94-23.8.99	0,164	0,782	-0,376	-0,578	1,567
SAP	30.8.94-23.8.99	**-2,036**	-0,690	**2,411**	0,422	-0,469
Schering	30.8.94-23.8.99	-0,289	0,899	**2,106**	0,595	-0,518
Thyssen	26.3.99-23.8.99	-0,690	0,706	-1,090$^{(!)}$	0,492$^{(!)}$	1,837$^{(!)}$
Veba	30.8.94-23.8.99	-1,926	0,015	1,080	-0,245	1,000
Viag	30.8.94-23.8.99	1,124	0,120	1,036	1,136	0,022
VW	30.8.94-23.8.99	0,200	-1,084	-1,232	-1,651	0,942

Tabelle 6: z-Werte des Run-Tests. Ein $^{(!)}$ gibt an, dass der Stichprobenumfang bei der Berechnung von z für n_+ oder n_- kleiner als 20 ist. Damit ist die Annahme einer Standardnormalverteilung von z nicht mehr gerechtfertigt. Werte, die bei einem Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}05$ von null verschieden sind, sind **fett** dargestellt.

überführt.[19] Damit entsprechen die x_t^τ den Vorzeichen der τ-Tagesrenditen.

Die Ergebnisse des Run-Tests sind in Tabelle 6 zusammengefasst. Es fällt auf, dass Kursänderungen mit einem Abstand von ein, zwei oder fünf Tagen im wesentlichen zufällig

[19] Die Funktion sign(x) bezeichnet die Vorzeichenfunktion. Die Vorgehensweise, nur jeden τ-ten Wert der Kurszeitreihe zu verwenden entspricht der Vorgehensweise von W. Reiß (vgl. W. Reiß, [Rei74], S. 104 f.). Eine Mittelwertbildung über alle denkbaren Reihen, z.B. bei $\tau = 5$ die, die mit $p_6 - p_1, p_7 - p_2$ bzw. $p_9 - p_4$ beginnen, würde mehr Information verwenden. Jedoch weisen die Zeitreihen untereinander eine starke Abhängigkeit auf. So unterscheiden sich die Differenzen $p_6 - p_1$ und $p_7 - p_2$ nur in der Preisänderung $p_1 - p_2$ sowie $p_7 - p_6$. Der gesamte Renditebildungsprozess von $t = 2$ bis $t = 6$ ist in beiden Differenzen gleich enthalten. Ebenso ist eine Mittelwertbildung über alle Prüfgrößen wenig zweckmäßig, da auch diese nicht unabhängig sind und damit die Verteilung sowie die kritischen Werte der resultierenden Prüfgröße unbekannt sind.

sind ($\theta = 0{,}05$). Tendenziell ergeben sich für kleine Lags eher zu wenige Runs (Anzeichen für einen systematischen Trend), bei $\tau = 5$ dagegen sind die drei signifikanten Werte alle positiv (Anzeichen für eine systematische Trendumkehr). Für $\tau = 10$ oder $\tau = 20$ kann die Hypothese der Zufälligkeit bei keiner Aktie abgelehnt werden.

Beginnt man bei der Bildung der x_t^τ nicht bei p_1 sondern bei $p_{1+\tau'}$ mit $\tau' < \tau$, weisen jeweils andere Aktien signifikant von null verschiedene z-Werte auf, doch sind es i.a. ebenso viele wie in Tabelle 6. Tendenziell zeigt sich dabei ebenfalls das Bild, dass sich bei längeren Lags eher zu viele Runs ergeben, bei kürzeren Lags dagegen eher zu wenige Runs vorliegen.

Die Wahrscheinlichkeit, für zufällige Renditen bei insgesamt fünf verschiedenen Lag-Längen mehr als einmal die richtige Nullhypothese abzulehnen, beträgt beim Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}05$ nur 2,3 %. Damit sprechen die Testergebnisse gegen die Zufälligkeit der Renditen bei SAP und Fresenius. Da aber insgesamt nur sechs der 125 Tests die Hypothese zufälliger Kursänderungen ablehnen, erscheinen die Ergebnisse die These der schwachen Informationseffizienz für den durch alle 25 Aktien approximierten Markt zu unterstützen ($\theta = 0{,}05$).

2.4 Untersuchungen mit den Kreuzkorrelationskoeffizienten

In der Literatur wird bei der Untersuchung der Kapitalmarkteffizienz den Kreuzkorrelationskoeffizienten $\rho_{x,y}(\tau)$ üblicherweise wenig Beachtung geschenkt. Stattdessen wird untersucht, wie stark sich die Renditen eines Unternehmens durch vorangegangene Renditen desselben Unternehmens erklären lassen.

Sind die Aktienrenditen verschiedener Unternehmen untereinander nicht unkorreliert bzw. unabhängig, könnte dies ebenfalls zur Kursprognose ausgenutzt werden. So ist es denkbar, dass bestimmte Ereignisse zunächst ausschließlich die Kurse der Unternehmen aus Branche A treffen. Erkennen die Anleger gesamtwirtschaftliche oder produktionsbedingte Abhängigkeiten nicht sofort, kann es sein, dass dasselbe Ereignis erst nach einer Zeitverzögerung die Unternehmen der Branche B beeinflusst.[20] Außerdem kommt hinzu, dass die Verfahren der technischen Aktienanalyse i.a. nur historische Kurse des jeweiligen Unternehmens betrachten. Ob z. B. die Chartanalyse tatsächlich Information in den Markt einbringt, die sich aus historischen Kursen ableiten lässt, soll hier nicht diskutiert werden. Allerdings kann man feststellen, dass sie definitiv nicht geeignet ist, ausschließlich in den Kursverläufen anderer Unternehmen enthaltene Informationen zu verwerten.

Es stellt sich daher die Frage, wann die Aktienkurse der nur mittelbar betroffenen Unternehmen reagieren. Tritt dies gleichzeitig mit der Änderung der Kurse der unmittelbar betroffenen Unternehmen ein, ist der Kapitalmarkt effizient. Andernfalls könnte man die Kurse der als letztes betroffenen Unternehmen in Grenzen prognostizieren und damit u.U. gegen den Markt gewinnen.

[20] Dies könnte z.B. bei einer Verteuerung der Erdölpreise gegeben sein, die zunächst die Erdölkonzerne, mit einiger Verzögerung die Automobilhersteller und danach die Autozulieferer trifft.

Daher lässt sich die Hypothese vom effizienten Kapitalmarkt über

$$H_0 : \rho_{xy}(\tau) = 0 \ \forall \ x, y \text{ sowie } \forall \ \tau < 0$$

testen. Dabei ist hier nur der Fall $\tau < 0$ bei der Betrachtung des Unternehmens x relevant. Bei $\tau > 0$ würde man die Abhängigkeiten der Renditen des Unternehmens x mit den zukünftigen und damit noch unbekannten Renditen des Unternehmens y untersuchen. Gleichwohl ist $\rho_{xy}(\tau) = \rho_{yx}(-\tau)$, so dass diese Korrelationen bei der Betrachtung des Unternehmens y berücksichtigt werden.

Die Nullhypothese wird hier über den empirischen Kreuzkorrelationskoeffizienten

$$r_{xy}(\tau) = \frac{\sum\limits_{(n-\tau)} (x(t) - \bar{x}_-)(y(t+\tau) - \bar{y}_-)}{\sqrt{\sum\limits_{(n-\tau)} (x(t) - \bar{x}_-)^2 \sum\limits_{(n-\tau)} (y(t+\tau) - \bar{y}_-)^2}}$$

sowie die Prüfgröße

$$t = \sqrt{n-\tau} r_{xy}(\tau)$$

getestet. Sie ist bei unabhängigen Renditen sowie endlichen zweiten Momenten standardnormalverteilt. [21]

Zur Überprüfung der Hypothese wurden die Kursdaten der 19 Unternehmen verwendet, für die Kursinformationen vom 30.08.1994 bis 23.08.1999 vorlagen.[22] Bei den Datensätzen, bei denen einzelne Kursnotierungen fehlen, wurden die fehlenden Werte durch die Mittelwerte der jeweils benachbarten Kursnotierungen approximiert. Insgesamt wurden die Koeffizienten sämtlicher Kombinationen für eine Lag-Länge von bis zu 60 Handelstagen, d.h. etwa einem Vierteljahr berechnet. Dabei wurden nur solche Koeffizienten betrachtet, für die $\tau < 0$ ist. Zu klären ist hier die Korrelation der Rendite eines Unternehmens mit in vorangegangen Perioden realisierten Renditen anderer Unternehmen.

Es zeigt sich, dass erheblich mehr Kreuzkorrelationskoeffizienten signifikant sind als es bei dem gewählten Signifikanzniveau von $\theta = 0{,}05$ zu erwarten ist (siehe dazu Tabelle 7). So sind für $\tau \in [-5, -1]$ von den insgesamt 90 Kreuzkorrelationskoeffizienten nur bei sieben Unternehmen weniger als neun Koeffizienten signifikant. Die Wahrscheinlichkeit dafür beträgt bei dem gewählten Signifikanzniveau aber nur ca. 3,6 %.

Ähnliches ergibt sich für längere und weiter zurückliegende Zeiträume. Insgesamt gibt es für alle Unternehmen über den Zeitraum von 60 Handelstagen weit mehr signifikante Koeffizienten als es mit einem effizienten Kapitalmarkt zu vereinbaren ist.

[21] x_- bzw. y_- bezeichnen jeweils die aus den $n - \tau$ Beobachtungen gebildeten Mittelwerte. Die Indexmenge, über die bei der Berechnung von $r_{xy}(\tau)$ zu summieren ist, ist so zu wählen, dass insgesamt $n - \tau$ Summanden erfasst werden und alle t sowie $t + \tau$ positiv sind.

[22] Vgl. Tabelle 1 auf Seite 2.

	Anzahl signifikanter $r_{xy}(\tau)$							
Unternehmen x	$\tau \in$ [-1,-5]	$\tau \in$ [-1,-10]	$\tau \in$ [-11,-20]	$\tau \in$ [-21,-30]	$\tau \in$ [-31,-40]	$\tau \in$ [-41,-50]	$\tau \in$ [-51,-60]	$\tau \in$ [-1,-60]
Allianz	**12**	**21**	**27**	**21**	**36**	**25**	13	**143**
BASF	**18**	**26**	**43**	**24**	**27**	**22**	**16**	**158**
Bayer	**14**	**20**	**41**	7	**19**	12	**20**	**119**
Bayr. Hypo. Bank	**24**	**34**	**17**	**33**	**30**	**19**	10	**143**
BMW	**13**	**21**	**34**	**44**	**22**	12	8	**141**
Commerzbank	**10**	**23**	**31**	**19**	**34**	10	**16**	**133**
Degussa	**13**	**21**	**20**	**21**	**15**	14	**19**	**110**
Henkel	8	**23**	**30**	**19**	**33**	**19**	**17**	**141**
Karstadt	8	14	**21**	**35**	**17**	7	**18**	**112**
Linde	**15**	**29**	**27**	**24**	**31**	**15**	**21**	**147**
Lufthansa	7	12	**33**	**21**	**25**	**19**	**17**	**127**
MAN	7	**15**	**49**	**20**	**32**	**22**	10	**148**
Preussag	5	14	**21**	**25**	14	**21**	**22**	**117**
RWE	**15**	**26**	**31**	**18**	**18**	14	**26**	**133**
SAP	8	14	**21**	**37**	13	9	**16**	**110**
Schering	**20**	**29**	**22**	**26**	9	**15**	8	**109**
Veba	**9**	**17**	**36**	**24**	**30**	**16**	**25**	**148**
Viag	**12**	**20**	**20**	**22**	**19**	13	**17**	**111**
VW	4	10	**43**	**36**	**31**	9	**17**	**146**
Anzahl jeweils untersuchter $r_{xy}(\tau)$	90	180	180	180	180	180	180	1080

Tabelle 7: Anzahl jeweils signifikanter Kreuzkorrelationskoeffizienten für unterschiedliche Lag-Längen. Eine für $\theta = 0{,}05$ zu große Anzahl signifikanter Koeffizienten ist **fett** gedruckt.

3 Untersuchungen zum Montagseffekt

Eine bisher wenig befriedigend erklärte Anomalie auf dem Aktienmarkt ist der Montagseffekt. Demnach sind die Renditen der meisten Aktien an Montagen im Mittel negativ, während gegen Ende der Woche durchschnittlich Kursgewinne erzielt werden.[23]

Zur Untersuchung von Wochentagseffekten wird hier das Regressionsmodell

$$R_t = r_1 d_{1t} + r_2 d_{2t} + r_3 d_{3t} + r_4 d_{4t} + r_5 d_{5t} + u_t, \qquad t = 1, \ldots, n \tag{1}$$

mit den Dummy-Variablen

$$d_{it} = \begin{cases} 1 & \text{falls die Beobachtung } t \text{ auf den } i = 1, \cdots, 5\text{-ten Wochentag fällt} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

[23]Vgl. z.B. W. Krämer, R. Runde, [KR91b], S. 9 f..

geschätzt. Dabei werden sowohl die nichtlogarithmierten Renditen $R_t = \frac{p_t - p_{t-1}}{p_{t-1}}$ als auch logarithmierte Renditen $R_t = \ln(p_t/p_{t-1})$ verwendet. Die Untersuchung beschränkt sich hier auf Aktien, für die mindestens 500 Kursnotierungen vorliegen, so dass für jeden Wochentag im Mittel 100 Kurse verwendet werden.[24]

Der Kleinste-Quadrate-Schätzer der Wochentagsrenditen r_i entspricht hier dem arithmetischen Mittelwert der entsprechenden Wochentagsrendite.

Bei der Verwendung der Daten werden Feiertage und Tage, an denen keine Kursnotierung vorliegen, ignoriert. Hinsichtlich der Feiertage ist dies mit der Handelszeithypothese (TTH) konform, nach der der Renditebildungsprozess allein an Handelstagen erfolgt. Dann können Feiertage für die Renditeentwicklung vernachlässigt werden. Entsprechend müssten nach dieser Hypothese alle Wochentage dieselbe Rendite aufweisen.

Bei der Kalenderzeithypothese dagegen wird angenommen, dass die Renditeentwicklung allein durch den Zeitablauf erfolgt. Entsprechend müssten Montagsrenditen dreimal so groß sein wie die der übrigen Wochentage. Auch müssten die Renditen aller Handelstage, die auf Feiertage folgen, größer sein als die „normaler“ Wochentage. Nimmt man die Kalenderzeithypothese an, müsste man daher alle auf Feiertage folgenden Kursnotierungen aus der Untersuchung ausschließen, worauf hier aber verzichtet wird.

Fehlende Kursnotierungen könnten das Ergebnis ebenfalls leicht verfälschen, jedoch sind die Datensätze weitgehend vollständig, so dass diese mögliche Fehlerquelle vernachlässigt wird.[25]

Die geschätzten Wochentagsrenditen sind in den Tabellen 11 sowie 12 für die untersuchten Unternehmen im Anhang zusammengefasst. Zusätzlich sind dort die jeweiligen t-Werte angegeben, die wie bei W. Krämer und R. Runde als

$$t = \frac{\sqrt{n_i}\hat{r}_i}{s_i}$$

mit n_i als Anzahl der Wochentage i in der Stichprobe sowie

$$s_i = \sqrt{\frac{1}{n_i - 1} \sum_{t,\mathrm{Tag}=i} \hat{u}_t^2}$$

als Stichprobenstandardabweichung berechnet wurden. So werden jeweils nur die Residuen $\hat{u}_t$ zur Berechnung von s_i berücksichtigt, die zum Wochentag i gehören. Dies soll als Absicherung gegen möglicherweise zwischen den einzelnen Wochentagen variierende Varianzen dienen.[26] Allerdings ist der Unterschied zwischen den jeweiligen Schätzwerten bei den hier verwendeten Daten gering.

Zum Test auf die Kalenderzeit- bzw. Handelszeithypothese ist in den Tabellen zusätzlich

[24] Siehe dazu Tabelle 1 auf Seite 2.

[25] Für die Aktien, für die Daten vom 30.08.1994 bis zum 23.08.1999 vorliegen, ergeben sich bei Berücksichtigung von Wochenenden und Feiertagen theoretisch 1254 Kursnotierungen. Tatsächlich enthalten diese Datensätze meist 1247 Kursnotierungen, so dass ca. 0,6 % der Kursnotierungen fehlen.

[26] Vgl. W. Krämer, R. Runde, [KR91b], S. 9.

der p-Wert[27] für die Hypothesen

$$H_0^{CTH} : r_1 = 3r_2 = 3r_3 = 3r_4 = 3r_5 \qquad \text{(Kalenderzeithypothese)}$$

und

$$H_0^{TTH} : r_1 = r_2 = r_3 = r_4 = r_5 \qquad \text{(Handelszeithypothese)}$$

angegeben. Er berechnet sich aus der Testgröße

$$\frac{(\mathbf{K}\hat{\mathbf{r}})' \left[\mathbf{K}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{K}'\right]^{-1} (\mathbf{K}\hat{\mathbf{r}})}{4\hat{\sigma}^2} \sim \mathrm{F}^4_{n-5}$$

des F-Tests mit

$$\mathbf{K} = \begin{pmatrix} 1 & -3 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & -3 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -3 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & -3 \end{pmatrix} \qquad \text{Kalenderzeithypothese}$$

bzw.

$$\mathbf{K} = \begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{pmatrix} \qquad \text{Handelszeithypothese,}$$

für die Nullhypothese $H_0 : \mathbf{Kr} = \mathbf{0}$.[28] Dabei bezeichnet der Vektor $\mathbf{r}$ die wahren Wochentagsrenditen, $\hat{\mathbf{r}}$ dessen Kleinste-Quadrate-Schätzer, $\mathbf{X} = [d_{1.}|d_{2.}|d_{3.}|d_{4.}|d_{5.}]$ die Regressormatrix des Regressionsmodells (1) sowie $\hat{\sigma}^2$ die aus den Residuen des Regressionsmodells (1) berechnete Stichprobenvarianz.

Aus den Ergebnissen in den Tabellen 11 sowie 12 auf den Seiten 26 und 27 lässt sich der Montagseffekt nicht erkennen. Im Gegenteil, die Montagsrendite ist sogar meist signifikant positiv, die Donnerstagsrendite dagegen i.a. signifikant negativ. Diese Ergebnisse stehen damit im Gegensatz zu den Ergebnissen aus der Literatur. Dies könnte daran liegen, dass die Anleger den Montagseffekt inzwischen in ihre Kalkulation übernommen haben und sogar überreagieren.

Sowohl die Kalenderzeit- als auch die Handelszeithypothese müssen weitaus häufiger abgelehnt werden, als es dem Signifikanzniveau entspricht. So muss die Handelszeithypothese sowohl für logarithmierte als auch für nichtlogarithmierte Renditen bei 12 der 25 Aktien verworfen werden ($\theta = 0{,}05$) und die Kalenderzeithypothese bei 9 (nichtlogarithmierte Daten) bzw. 10 (logarithmierte Daten) Aktien. Dies ist im Einklang mit einschlägigen Untersuchungen in der Literatur.[29]

Um die Abweichungen der Montagsrenditen von den „klassischen“ Ergebnissen aus vorherigen Untersuchungen weiter zu untersuchen, wurde das Modell getrennt für jeweils die erste Hälfte sowie die zweite Hälfte des Datensatzes für die nichtlogarithmierten Renditen

[27] p-Wert=1-Wert der Verteilungsfunktion an der Stelle der Testgröße.
[28] Vgl. O. Hübler, [Hü89], S. 68.
[29] Vgl. z.B. K. R. French, [Fre80], S. 60f..

geschätzt. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 13 sowie 14 auf den Seiten 28 und 29 dargestellt. Es zeigt sich dabei, dass bei Verwendung der ersten Hälfte der Beobachtungen nur zwei Montagsrenditen statistisch signifikant von Null verschieden (und jeweils positiv) sind ($\theta = 0{,}05$). Weiterhin ist nur eine Donnerstagsrendite signifikant negativ. Bei Verwendung der zweiten Hälfte des Datensatzes sind dagegen fünf positive Montagsrenditen statistisch signifikant und acht negative Donnerstagsrenditen. Weiterhin fällt auf, dass für die erste Hälfte des Datensatzes bis auf einen Fall weder die Kalenderzeit- noch die Handelszeithypothese abgelehnt werden können ($\theta = 0{,}05$). Dagegen ist dies für die zweite Hälfte bei acht bzw. 10 Aktien der Fall.

Es deutet daher viel darauf hin, dass sich das Phänomen des Montagseffektes erst in der letzten Zeit umgekehrt hat.

4 Zusammenfassung

Die Ergebnisse dieser Untersuchung sind vielschichtig. Zum einen kann die Hypothese unkorrelierter Tagesrenditen weder für einzelne Aktien, noch für alle Aktien insgesamt verworfen werden. Dagegen ist die Hypothese unabhängiger Tagesrenditen abzulehnen.

Der hier vorgestellte Test der Verteilung der Aktienrenditen zeigt, dass die Annahme endlicher Momente nicht verworfen werden kann. Dagegen kann die spezielle Gegenhypothese stabil verteilter Aktienrenditen mit einer sehr geringen Fehlerwahrscheinlichkeit abgelehnt werden.

Der Run-Test als Test auf Zufälligkeit bringt zwar Ergebnisse, die für einzelne Aktien nicht mit der Hypothese zufälliger Kursänderungen zu vereinbaren sind. Für den durch alle 25 untersuchten Aktien approximierten „Markt" kann die Hypothese jedoch nicht verworfen werden.

Bei der Untersuchung der Kreuzkorrelationskoeffizienten fällt auf, dass wesentlich mehr Koeffizienten signifikant sind als es mit der Theorie des effizienten Kapitalmarktes zu vereinbaren ist. Ursache könnte die Beschränkung der gängigen Verfahren der technischen Aktienanalyse auf historische Kursnotierungen des jeweils betrachteten Unternehmens sein.

Das Vorliegen des als Montagseffekt bekannt gewordenen Phänomens systematisch negativer Montagsrenditen kann so nicht festgestellt werden. Während sich für den Zeitraum von Mitte 1994 bis Anfang 1997 zumeist statistisch insignifikante Montagsrenditen ergeben, sind diese im Zeitraum von Anfang 1997 bis Mitte 1999 (oft sogar signifikant) größer als null. Dies deutet auf ein geändertes Marktverhalten hin, z.B. weil der bisherige Montagseffekt inzwischen in die Anlageüberlegungen einbezogen wurde und der Markt überreagiert.

Literatur

[ABL89] Akgiray, V. ; Booth, G.G. ; Loistl, O.: Stable Laws are Inappropriate for Describing German Stock Returns. **In:** *Allgemeines Statistisches Archiv* 73 (1989), S. 115–121

[BT94] Büning, H. ; Trenkler, G.: *Nichtparametrische statistische Methoden*. 2. de Gruyter, Berlin, 1994

[Fam71] Fama, E.F.: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **In:** *The Journal of Finance* 26 (1971), S. 383–417

[Fre80] French, K. R.: Stock Returns and the Weekend Effect. **In:** *Journal of Financial Economics* 8 (1980), S. 55–69

[GC92] Gibbons, J. D. ; Chakraborti, S.: *Nonparametric Statistical Inference*. 3. Marcel Dekker, New York, 1992

[Hag78] Hagerman, R. L.: More Evidence on the Distribution of Security Returns. **In:** *Journal of Finance* 33 (1978), Nr. 4, S. 1213–1221

[HR77] Hanssen, R. ; Reiss, W.: Börsenzwang und Markteffizienz: Eine empirische Untersuchung mit Hilfe von „Random-Walk-Tests“. **In:** *Kredit und Kapital* 10 (1977), Nr. 3, S. 306–320

[Hü89] Hübler, O.: *Ökonometrie*. Fischer, Stuttgart, 1989

[Jen78] Jensen, M. C.: Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. **In:** *Journal of Financial Economics* 6 (1978), S. 95–101

[KR90] Krämer, W. ; Runde, R.: Die Autokorrelation von Aktienkursen / Universität Dortmund, Fachbereich Statistik. 1990 (90/10). – Forschungsbericht

[KR91a] Krämer, W. ; Runde, R.: Testing for Autocorrelation Among Common Stock Returns. **In:** *Statistical Papers* 32 (1991), S. 311–320

[KR91b] Krämer, W. ; Runde, R.: Wochentagseffekte am deutschen Markt / Universität Dortmund, Fachbereich Statistik. 1991 (91/5). – Forschungsbericht

[McC] McCulloch, J. H.: Matlab-Funktion `stabrnd.m` zur Erzeugung stabil verteilter Zufallszahlen. **In:** *Url: http://ecolan.sbs.ohio-state.edu/jhm/jhm.html*

[Möl84] Möller, H. P.: Stock Market Research in Germany: Some Empirical Results and Critical Remarks. **In:** Bamberg, G. (Hrsg.) ; Spreman, K. (Hrsg.): *Risk and Capital*, Bd. 227, 1984, S. 224–242

[Per83] Perry, P. R.: More evidence on the Nature of the Distribution of Security Returns. **In:** *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18 (1983), Nr. 2, S. 211–221

[Rei74] Reiss, W.: *Random Walk Hypothese und deutscher Aktienmarkt*. Berlin, 1974

[SW95] Schierek, D. ; Weber, M.: Zyklische und antizyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt. **In:** *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 47 (1995), Nr. 1, S. 3–24

[Tay86] Taylor, S.: *Modelling Financial Time Series*. 1. John Wiley & Sons, Chichester, 1986

A Ergebnisse zum Test über die Autokorrelationskoeffizienten

	Korrelationskoeffizienten															
Unternehmen	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6	r_7	r_8	r_9	r_{10}	r_{15}	r_{20}	r_{25}	r_{30}	r_{40}	r_{50}
Adidas	0,075	-0,074	0,005	-0,025	-0,053	-0,041	0,019	-0,010	-0,024	-0,059	0,049	0,027	0,015	0,035	-0,100	-0,035
	(2,02)	**(-1,99)**	(0,13)	(-0,67)	(-1,43)	(-1,11)	(0,51)	(-0,27)	(-0,65)	(-1,59)	(1,33)	(0,72)	(0,40)	(0,95)	**(-2,70)**	(-0,95)
	[1,57]	[-1,78]	[0,12]	[-0,56]	[-1,25]	[-0,95]	[0,52]	[-0,24]	[-0,55]	[-1,28]	[1,23]	[0,70]	[0,37]	[0,93]	**[-2,52]**	[-0,91]
Allianz	0,025	-0,076	-0,015	0,037	0,003	-0,020	-0,028	-0,004	-0,006	-0,009	0,012	0,010	-0,030	-0,009	-0,043	0,020
	(0,87)	**(-2,68)**	(-0,54)	(1,31)	(0,11)	(-0,70)	(-1,00)	(-0,12)	(-0,22)	(-0,33)	(0,42)	(0,35)	(-1,05)	(-0,31)	(-1,53)	(0,69)
	[0,59]	[-1,86]	[-0,42]	[0,93]	[0,08]	[-0,49]	[-0,76]	[-0,10]	[-0,19]	[-0,26]	[0,34]	[0,28]	[-0,78]	[-0,25]	[-1,15]	[0,59]
BASF	-0,040	-0,037	0,009	-0,008	0,060	-0,050	0,016	0,005	0,022	0,014	-0,018	0,061	-0,014	0,005	0,037	0,022
	(-1,41)	(-1,30)	(0,32)	(-0,28)	**(2,12)**	(-1,75)	(0,55)	(0,18)	(0,76)	(0,50)	(-0,64)	**(2,14)**	(-0,49)	(0,18)	(1,31)	(0,76)
	[-1,03]	[-1,15]	[0,28]	[-0,22]	[1,78]	[-1,48]	[0,48]	[0,15]	[0,68]	[0,46]	[-0,56]	[1,90]	[-0,48]	[0,17]	[1,08]	[0,69]
Bayer	-0,029	-0,044	0,030	-0,026	0,008	-0,058	0,030	0,007	-0,025	0,021	-0,010	0,023	0,025	0,014	-0,014	0,047
	(-1,04)	(-1,57)	(1,06)	(-0,91)	(0,29)	**(-2,04)**	(1,06)	(0,26)	(-0,88)	(0,74)	(-0,36)	(0,80)	(0,87)	(0,48)	(-0,49)	(1,65)
	[-0,74]	[-1,29]	[0,88]	[-0,74]	[0,24]	[-1,75]	[0,89]	[0,22]	[-0,78]	[0,60]	[-0,30]	[0,75]	[0,76]	[0,44]	[-0,42]	[1,46]
Bayr. Hypo. Bank	0,044	-0,108	-0,047	0,043	0,014	0,023	-0,000	-0,028	-0,056	0,060	-0,013	0,083	0,030	-0,036	0,010	0,029
	(1,54)	**(-3,80)**	(-1,65)	(1,51)	(0,51)	(0,83)	(-0,01)	(-1,00)	**(-1,98)**	**(2,13)**	(-0,48)	**(2,94)**	(1,07)	(-1,28)	(0,36)	(1,03)
	[0,70]	[-1,92]	[-1,07]	[0,91]	[0,35]	[0,49]	[-0,01]	[-0,67]	[-1,48]	[1,54]	[-0,41]	[1,78]	[0,87]	[-0,96]	[0,26]	[0,81]
BMW	0,063	-0,044	-0,009	-0,030	0,013	-0,036	-0,021	-0,029	0,030	-0,021	0,015	0,045	0,034	-0,015	0,007	0,023
	(2,21)	(-1,55)	(-0,33)	(-1,05)	(0,46)	(-1,28)	(-0,73)	(-1,01)	(1,04)	(-0,74)	(0,53)	(1,60)	(1,21)	(-0,51)	(0,24)	(0,80)
	[1,17]	[-1,04]	[-0,24]	[-0,86]	[0,33]	[-0,88]	[-0,50]	[-0,62]	[0,79]	[-0,59]	[0,40]	[1,15]	[0,93]	[-0,40]	[0,18]	[0,58]
Commerzbank	0,013	-0,082	0,026	-0,031	0,022	0,007	-0,020	0,041	-0,006	-0,019	0,020	0,072	-0,002	0,005	0,005	0,016
	(0,47)	**(-2,89)**	(0,91)	(-1,09)	(0,76)	(0,25)	(-0,70)	(1,46)	(-0,20)	(-0,67)	(0,70)	**(2,56)**	(-0,07)	(0,16)	(0,19)	(0,57)
	[0,30]	[-1,84]	[0,64]	[-0,82]	[0,57]	[0,20]	[-0,53]	[1,08]	[-0,15]	[-0,51]	[0,57]	[1,81]	[-0,06]	[0,12]	[0,15]	[0,44]
DaimlerChrysler	0,058	0,027	0,005	0,104	-0,065	-0,016	-0,025	0,138	-0,009	-0,080	0,073	-0,038	-0,156	0,089	0,119	0,041
	(0,73)	(0,34)	(0,07)	(1,32)	(-0,82)	(-0,20)	(-0,31)	(1,74)	(-0,12)	(-1,01)	(0,92)	(-0,48)	**(-1,98)**	(1,13)	(1,50)	(0,52)
	[0,69]	[0,29]	[0,07]	[1,48]	[-0,63]	[-0,19]	[-0,25]	**[2,01]**	[-0,14]	[-1,05]	[1,04]	[-0,57]	**[-2,62]**	[1,10]	[1,80]	[0,57]
Degussa	-0,018	-0,038	-0,008	0,001	-0,014	0,047	-0,024	-0,006	0,042	0,038	0,012	0,031	-0,008	0,025	0,006	0,014
	(-0,62)	(-1,33)	(-0,28)	(0,03)	(-0,49)	(1,66)	(-0,86)	(-0,23)	(1,49)	(1,35)	(0,41)	(1,08)	(-0,28)	(0,87)	(0,23)	(0,48)
	[-0,48]	[-1,04]	[-0,22]	[0,02]	[-0,41]	[1,31]	[-0,71]	[-0,15]	[1,30]	[1,11]	[0,31]	[0,90]	[-0,24]	[0,69]	[0,20]	[0,48]

Tabelle 8: Autokorrelationskoeffizienten r_1 bis r_{50} sowie Prüfgrößen $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ (runde Klammern) bzw. $\frac{\sqrt{n-\tau}r_\tau}{\hat{s}_\tau}$ [eckige Klammern]. Statistisch signifikante Prüfgrößen sind **fett** dargestellt ($\theta = 0{,}05$).

	Korrelationskoeffizienten															
Unternehmen	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6	r_7	r_8	r_9	r_{10}	r_{15}	r_{20}	r_{25}	r_{30}	r_{40}	r_{50}
Fresenius	0,085	0,049	0,004	-0,071	-0,052	-0,058	-0,049	0,051	0,029	0,015	0,029	-0,054	0,078	-0,115	0,021	0,061
	(1,94)	(1,12)	(0,10)	(-1,62)	(-1,18)	(-1,32)	(-1,11)	(1,16)	(0,66)	(0,34)	(0,65)	(-1,22)	(1,77)	**(-2,60)**	(0,47)	(1,39)
	[1,30]	[0,97]	[0,09]	[-1,35]	[-1,01]	[-1,25]	[-1,06]	[1,10]	[0,65]	[0,35]	[0,54]	[-1,07]	[1,55]	**[-2,49]**	[0,43]	[1,27]
Henkel	0,045	-0,030	0,010	-0,056	0,017	-0,045	-0,055	-0,031	-0,049	0,008	-0,015	0,006	0,039	-0,039	0,025	0,079
	(1,58)	(-1,07)	(0,35)	**(-1,99)**	(0,60)	(-1,59)	(-1,95)	(-1,10)	(-1,74)	(0,29)	(-0,54)	(0,23)	(1,39)	(-1,37)	(0,87)	**(2,78)**
	[0,88]	[-0,77]	[0,24]	[-1,48]	[0,44]	[-1,27]	[-1,41]	[-0,82]	[-1,37]	[0,24]	[-0,40]	[0,19]	[1,11]	[-0,93]	[0,66]	**[2,30]**
Karstadt	-0,038	-0,022	-0,025	0,029	-0,037	-0,027	0,037	0,027	-0,042	-0,023	0,034	0,008	-0,025	0,032	0,073	-0,012
	(-1,34)	(-0,78)	(-0,87)	(1,02)	(-1,31)	(-0,94)	(1,31)	(0,94)	(-1,49)	(-0,82)	(1,20)	(0,29)	(-0,87)	(1,13)	**(2,57)**	(-0,42)
	[-0,98]	[-0,57]	[-0,70]	[0,81]	[-1,13]	[-0,73]	[0,99]	[0,73]	[-1,20]	[-0,70]	[1,02]	[0,26]	[-0,70]	[0,96]	**[2,06]**	[-0,35]
Linde	-0,071	-0,059	0,013	-0,037	0,028	-0,029	-0,003	-0,026	-0,003	0,020	-0,006	-0,001	-0,041	-0,029	0,033	-0,021
	(-2,50)	**(-2,08)**	(0,47)	(-1,32)	(1,00)	(-1,04)	(-0,12)	(-0,93)	(-0,09)	(0,72)	(-0,23)	(-0,04)	(-1,44)	(-1,03)	(1,17)	(-0,75)
	[-1,84]	[-1,56]	[0,37]	[-1,04]	[0,82]	[-0,81]	[-0,10]	[-0,71]	[-0,08]	[0,63]	[-0,17]	[-0,03]	[-1,19]	[-0,78]	[0,91]	[-0,61]
Lufthansa	-0,019	-0,040	0,026	-0,025	0,003	-0,062	-0,003	0,014	0,013	0,034	0,102	0,030	-0,045	0,101	-0,032	0,068
	(-0,66)	(-1,41)	(0,93)	(-0,90)	(0,11)	**(-2,20)**	(-0,11)	(0,49)	(0,47)	(1,19)	**(3,61)**	(1,06)	(-1,60)	**(3,58)**	(-1,11)	**(2,42)**
	[-0,53]	[-1,09]	[0,74]	[-0,70]	[0,09]	[-1,70]	[-0,08]	[0,41]	[0,39]	[0,96]	**[2,76]**	[0,85]	[-1,30]	**[3,02]**	[-0,92]	[1,96]
MAN	0,032	-0,032	0,001	-0,020	-0,017	-0,045	-0,020	-0,031	-0,065	0,027	-0,028	-0,006	0,032	-0,007	0,029	0,061
	(1,14)	(-1,11)	(0,04)	(-0,72)	(-0,60)	(-1,59)	(-0,70)	(-1,10)	**(-2,30)**	(0,95)	(-1,00)	(-0,22)	(1,12)	(-0,25)	(1,01)	**(2,14)**
	[0,81]	[-0,87]	[0,03]	[-0,55]	[-0,45]	[-1,32]	[-0,57]	[-0,96]	**[-1,98]**	[0,84]	[-0,80]	[-0,18]	[0,90]	[-0,20]	[0,89]	[1,81]
Metro	0,072	-0,010	0,023	-0,029	-0,023	-0,081	-0,034	-0,008	-0,013	-0,025	0,042	0,013	-0,098	0,050	-0,048	0,036
	(1,72)	(-0,24)	(0,54)	(-0,68)	(-0,55)	(-1,93)	(-0,80)	(-0,18)	(-0,32)	(-0,61)	(1,01)	(0,31)	**(-2,33)**	(1,19)	(-1,14)	(0,85)
	[1,24]	[-0,20]	[0,51]	[-0,64]	[-0,51]	[-1,69]	[-0,81]	[-0,18]	[-0,32]	[-0,64]	[1,19]	[0,32]	**[-2,26]**	[1,14]	[-1,18]	[0,86]
Münchner Rück	0,043	-0,026	-0,007	0,005	0,022	-0,002	-0,045	-0,021	-0,053	0,012	0,009	0,012	-0,045	-0,017	-0,001	0,025
	(1,51)	(-0,90)	(-0,23)	(0,19)	(0,77)	(-0,09)	(-1,58)	(-0,74)	(-1,88)	(0,41)	(0,30)	(0,43)	(-1,57)	(-0,59)	(-0,02)	(0,88)
	[1,17]	[-0,67]	[-0,17]	[0,15]	[0,56]	[-0,07]	[-1,25]	[-0,67]	[-1,42]	[0,36]	[0,25]	[0,35]	[-1,20]	[-0,48]	[-0,01]	[0,73]

Tabelle 9: Autokorrelationskoeffizienten r_1 bis r_{50} sowie Prüfgrößen $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ (runde Klammern) bzw. $\dfrac{\sqrt{n-\tau}r_\tau}{\hat{s}_\tau}$ [eckige Klammern]. Statistisch signifikante Prüfgrößen sind **fett** dargestellt ($\theta = 0{,}05$).

Unternehmen	Korrelationskoeffizienten															
	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6	r_7	r_8	r_9	r_{10}	r_{15}	r_{20}	r_{25}	r_{30}	r_{40}	r_{50}
Preussag	-0,025	-0,050	-0,061	0,019	0,025	-0,026	-0,058	0,019	0,009	0,081	0,047	0,036	0,009	-0,043	0,005	0,034
	(-0,89)	(-1,78)	**(-2,15)**	(0,69)	(0,87)	(-0,93)	**(-2,06)**	(0,67)	(0,30)	**(2,87)**	(1,65)	(1,28)	(0,32)	(-1,53)	(0,16)	(1,18)
	[-0,65]	[-1,29]	[-1,65]	[0,60]	[0,71]	[-0,69]	[-1,63]	[0,46]	[0,24]	**[2,06]**	[1,34]	[1,00]	[0,26]	[-1,33]	[0,13]	[0,96]
RWE	-0,008	-0,044	0,024	0,043	-0,014	-0,031	-0,075	-0,046	-0,031	-0,043	-0,004	-0,007	-0,049	0,032	0,016	0,012
	(-0,29)	(-1,54)	(0,84)	(1,53)	(-0,51)	(-1,09)	**(-2,65)**	(-1,63)	(-1,08)	(-1,51)	(-0,14)	(-0,26)	(-1,72)	(1,11)	(0,56)	(0,43)
	[-0,17]	[-1,10]	[0,68]	[1,21]	[-0,39]	[-0,79]	**[-1,98]**	[-1,16]	[-0,81]	[-1,10]	[-0,12]	[-0,20]	[-1,24]	[0,65]	[0,39]	[0,34]
SAP	0,070	-0,067	-0,024	0,021	-0,035	-0,031	-0,071	-0,054	0,019	-0,010	0,041	0,010	-0,015	-0,000	-0,024	0,033
	(2,48)	**(-2,35)**	(-0,83)	(0,74)	(-1,23)	(-1,09)	**(-2,51)**	(-1,89)	(0,68)	(-0,37)	(1,46)	(0,35)	(-0,53)	(-0,01)	(-0,85)	(1,16)
	[1,74]	**[-2,05]**	[-0,67]	[0,60]	[-1,00]	[-0,84]	**[-2,02]**	[-1,50]	[0,61]	[-0,29]	[1,21]	[0,33]	[-0,53]	[-0,01]	[-0,89]	[1,01]
Schering	-0,014	-0,066	0,041	-0,029	-0,047	-0,045	-0,039	0,017	-0,004	0,068	0,023	0,035	-0,015	0,002	0,042	-0,013
	(-0,50)	**(-2,31)**	(1,44)	(-1,03)	(-1,67)	(-1,59)	(-1,38)	(0,59)	(-0,13)	**(2,38)**	(0,80)	(1,23)	(-0,54)	(0,07)	(1,47)	(-0,46)
	[-0,33]	[-1,91]	[1,13]	[-0,81]	[-1,46]	[-1,40]	[-1,13]	[0,49]	[-0,12]	**[2,07]**	[0,73]	[1,06]	[-0,47]	[0,07]	[1,36]	[-0,40]
Thyssen	-0,064	0,019	-0,128	-0,052	0,130	-0,064	0,128	-0,236	0,071	-0,156	-0,196	0,100	0,314	0,004	0,097	0,125
	(-0,64)	(0,19)	(-1,28)	(-0,52)	(1,31)	(-0,64)	(1,29)	**(-2,37)**	(0,71)	(-1,56)	**(-1,97)**	(1,00)	**(3,16)**	(0,04)	(0,97)	(1,25)
	[-0,72]	[0,18]	[-1,38]	[-0,49]	[1,28]	[-0,64]	[1,38]	**[-2,75]**	[0,71]	[-1,79]	[-1,91]	[0,96]	**[3,06]**	[0,05]	[1,07]	[1,52]
Veba	0,058	-0,042	-0,024	0,000	-0,012	-0,065	-0,120	-0,013	-0,021	-0,083	0,046	0,010	-0,079	0,049	-0,003	0,026
	(2,03)	(-1,49)	(-0,84)	(0,01)	(-0,44)	**(-2,28)**	**(-4,25)**	(-0,47)	(-0,75)	**(-2,92)**	(1,62)	(0,36)	**(-2,79)**	(1,72)	(-0,11)	(0,91)
	[1,51]	[-1,15]	[-0,70]	[0,01]	[-0,33]	[-1,85]	**[-3,09]**	[-0,35]	[-0,55]	**[-2,15]**	[1,23]	[0,30]	**[-2,21]**	[1,18]	[-0,07]	[0,72]
Viag	0,020	-0,038	0,006	-0,085	-0,041	0,001	-0,041	0,009	-0,053	0,035	0,017	-0,056	0,030	-0,012	-0,015	0,004
	(0,72)	(-1,36)	(0,20)	**(-3,00)**	(-1,44)	(0,05)	(-1,45)	(0,31)	(-1,86)	(1,25)	(0,60)	**(-1,99)**	(1,05)	(-0,42)	(-0,54)	(0,13)
	[0,51]	[-0,96]	[0,14]	**[-2,27]**	[-1,09]	[0,04]	[-1,03]	[0,22]	[-1,51]	[0,81]	[0,46]	[-1,52]	[0,92]	[-0,30]	[-0,41]	[0,10]
VW	0,038	-0,045	-0,005	0,031	0,059	-0,034	-0,066	-0,005	0,026	0,034	0,102	0,014	0,062	0,021	0,062	0,006
	(1,36)	(-1,60)	(-0,18)	(1,10)	**(2,08)**	(-1,20)	**(-2,33)**	(-0,18)	(0,90)	(1,18)	**(3,61)**	(0,50)	**(2,19)**	(0,76)	**(2,19)**	(0,19)
	[0,96]	[-1,22]	[-0,15]	[0,95]	[1,62]	[-1,00]	[-1,60]	[-0,14]	[0,73]	[0,95]	**[2,74]**	[0,39]	[1,79]	[0,65]	[1,95]	[0,16]

Tabelle 10: Autokorrelationskoeffizienten r_1 bis r_{50} sowie Prüfgrößen $\sqrt{n-\tau}r_\tau$ (runde Klammern) bzw. $\frac{\sqrt{n-\tau}r_\tau}{\hat{s}_\tau}$ [eckige Klammern]. Statistisch signifikante Prüfgrößen sind **fett** dargestellt ($\theta = 0{,}05$).

B Ergebnisse zum Montagseffekt

		Regressionskoeffizienten in % für					p-Werte für	
Unternehmen	Zeitraum	Mo	Di	Mi	Do	Fr	CTH	TTH
Adidas	30.9.96-23.8.99	0,288	0,121	0,113	**-0,502**	0,291	0,063	**0,042**
		(1,52)	(0,62)	(0,54)	**(-2,35)**	(1,34)		
Allianz	30.8.94-23.8.99	0,192	0,096	**0,295**	**-0,236**	0,058	**0,044**	**0,029**
		(1,55)	(0,81)	**(2,78)**	**(-2,09)**	(0,41)		
BASF	30.8.94-23.8.99	**0,281**	0,149	**0,207**	-0,206	0,017	0,054	**0,014**
		(2,51)	(1,37)	**(2,14)**	(-1,92)	(0,15)		
Bayer	30.8.94-23.8.99	**0,236**	0,060	0,191	-0,164	0,063	0,224	0,098
		(2,00)	(0,53)	(1,82)	(-1,51)	(0,59)		
Bayr. Hypo. Bank	30.8.94-23.8.99	0,095	0,158	**0,475**	-0,174	-0,053	**0,014**	**0,019**
		(0,64)	(1,07)	**(3,17)**	(-1,20)	(-0,42)		
BMW	30.8.94-23.8.99	0,262	0,090	0,185	-0,164	0,051	0,439	0,240
		(1,88)	(0,65)	(1,30)	(-1,28)	(0,39)		
Commerzbank	30.8.94-23.8.99	0,191	0,095	**0,283**	**-0,291**	0,072	**0,008**	**0,005**
		(1,50)	(0,81)	**(2,55)**	**(-2,79)**	(0,73)		
Degussa	30.8.94-23.8.99	**0,290**	-0,010	0,076	-0,067	-0,047	0,604	0,271
		(2,17)	(-0,08)	(0,55)	(-0,52)	(-0,39)		
Fresenius	29.7.97-23.8.99	0,289	0,104	0,150	-0,378	-0,147	0,524	0,467
		(1,17)	(0,38)	(0,47)	(-1,43)	(-0,51)		
Henkel	30.8.94-23.8.99	**0,355**	0,058	**0,340**	-0,135	-0,177	**0,025**	**0,005**
		(2,53)	(0,41)	**(2,93)**	(-1,07)	(-1,35)		
Karstadt	30.8.94-23.8.99	0,023	-0,044	0,139	-0,050	0,167	0,522	0,579
		(0,18)	(-0,41)	(1,19)	(-0,42)	(1,33)		
Linde	30.8.94-23.8.99	**0,276**	0,069	0,025	-0,190	-0,000	0,245	0,095
		(2,39)	(0,56)	(0,23)	(-1,57)	(-0,00)		
Lufthansa	30.8.94-23.8.99	0,098	0,129	**0,412**	-0,234	-0,075	**0,009**	**0,009**
		(0,68)	(0,99)	**(3,25)**	(-1,73)	(-0,61)		
MAN	30.8.94-23.8.99	0,198	0,099	0,122	-0,205	0,036	0,308	0,195
		(1,58)	(0,80)	(1,05)	(-1,54)	(0,30)		
Metro	16.5.97-23.8.99	0,043	0,111	0,165	0,000	0,199	0,912	0,973
		(0,19)	(0,50)	(0,74)	(0,00)	(0,79)		
Münchner Rück	30.8.94-23.8.99	0,237	0,065	**0,290**	-0,154	0,076	0,223	0,139
		(1,69)	(0,48)	**(2,40)**	(-1,30)	(0,54)		
Preussag	30.8.94-23.8.99	**0,424**	0,108	0,076	-0,088	-0,113	0,118	**0,007**
		(3,26)	(1,01)	(0,68)	(-0,78)	(-1,04)		
RWE	30.8.94-23.8.99	0,151	0,010	**0,307**	-0,078	-0,098	0,104	0,078
		(1,30)	(0,10)	**(2,44)**	(-0,62)	(-0,85)		
SAP	30.8.94-23.8.99	**0,402**	0,108	**0,420**	-0,072	0,245	0,346	0,229
		(2,54)	(0,63)	**(1,98)**	(-0,46)	(1,48)		
Schering	30.8.94-23.8.99	**0,343**	0,002	**0,251**	-0,158	-0,049	**0,029**	**0,003**
		(3,16)	(0,01)	**(2,43)**	(-1,46)	(-0,50)		
Veba	30.8.94-23.8.99	0,012	0,098	**0,442**	-0,141	-0,036	**0,001**	**0,002**
		(0,12)	(0,95)	**(3,98)**	(-1,30)	(-0,33)		
Viag	30.8.94-23.8.99	**0,351**	0,169	0,085	**-0,297**	0,076	**0,011**	**0,001**
		(3,26)	(1,43)	(0,81)	**(-2,96)**	(0,64)		
VW	30.8.94-23.8.99	0,249	0,225	**0,308**	**-0,368**	-0,000	**0,003**	**0,002**
		(1,70)	(1,84)	**(2,46)**	**(-2,82)**	(-0,00)		

Tabelle 11: Regressionskoeffizienten zur Überprüfung des Montagseffektes (t-Werte in Klammern) für nichtlogarithmierte Renditen R_t sowie p-Werte zur Überprüfung der Handelszeithypothese (TTH) bzw. Kalenderzeithypothese (CTH). Signifikante Werte ($\theta = 0{,}05$) sind **fett** gedruckt.

		Regressionskoeffizienten in % für					*p*-Werte für	
Unternehmen	Zeitraum	Mo	Di	Mi	Do	Fr	CTH	TTH
Adidas	30.9.96-23.8.99	0,262 (1,39)	0,093 (0,48)	0,082 (0,40)	**-0,535** **(-2,47)**	0,257 (1,18)	0,055	**0,040**
Allianz	30.8.94-23.8.99	0,173 (1,41)	0,078 (0,66)	**0,281** **(2,66)**	**-0,252** **(-2,21)**	0,034 (0,24)	**0,041**	**0,028**
BASF	30.8.94-23.8.99	**0,266** **(2,38)**	0,134 (1,22)	**0,195** **(2,02)**	**-0,221** **(-2,04)**	0,001 (0,01)	**0,048**	**0,014**
Bayer	30.8.94-23.8.99	0,219 (1,87)	0,044 (0,39)	0,177 (1,69)	-0,178 (-1,64)	0,049 (0,46)	0,208	0,100
Bayr. Hypo. Bank	30.8.94-23.8.99	0,069 (0,47)	0,130 (0,89)	**0,446** **(3,06)**	-0,199 (-1,37)	-0,074 (-0,58)	**0,016**	**0,020**
BMW	30.8.94-23.8.99	0,238 (1,73)	0,065 (0,46)	0,159 (1,13)	-0,184 (-1,42)	0,029 (0,22)	0,421	0,251
Commerzbank	30.8.94-23.8.99	0,172 (1,36)	0,078 (0,66)	**0,267** **(2,42)**	**-0,304** **(-2,89)**	0,060 (0,61)	**0,008**	**0,005**
Degussa	30.8.94-23.8.99	**0,268** **(2,01)**	-0,026 (-0,23)	0,052 (0,39)	-0,087 (-0,68)	-0,066 (-0,54)	0,529	0,281
Fresenius	29.7.97-23.8.99	0,258 (1,05)	0,063 (0,23)	0,098 (0,31)	-0,414 (-1,55)	-0,188 (-0,65)	0,479	0,471
Henkel	30.8.94-23.8.99	**0,331** **(2,38)**	0,032 (0,23)	**0,322** **(2,80)**	-0,154 (-1,23)	-0,199 (-1,52)	**0,019**	**0,005**
Karstadt	30.8.94-23.8.99	0,003 (0,02)	-0,060 (-0,54)	0,122 (1,05)	-0,068 (-0,56)	0,147 (1,18)	0,555	0,584
Linde	30.8.94-23.8.99	**0,260** **(2,25)**	0,049 (0,40)	0,011 (0,10)	-0,209 (-1,71)	-0,018 (-0,15)	0,196	0,093
Lufthansa	30.8.94-23.8.99	0,073 (0,51)	0,108 (0,83)	**0,391** **(3,11)**	-0,257 (-1,88)	-0,095 (-0,75)	**0,009**	**0,009**
MAN	30.8.94-23.8.99	0,179 (1,43)	0,080 (0,65)	0,105 (0,91)	-0,226 (-1,69)	0,018 (0,15)	0,267	0,185
Metro	16.5.97-23.8.99	0,015 (0,07)	0,081 (0,36)	0,137 (0,62)	-0,030 (-0,13)	0,164 (0,66)	0,942	0,975
Münchner Rück	30.8.94-23.8.99	0,213 (1,54)	0,042 (0,31)	**0,271** **(2,25)**	-0,171 (-1,43)	0,051 (0,37)	0,218	0,141
Preussag	30.8.94-23.8.99	**0,403** **(3,15)**	0,093 (0,87)	0,060 (0,54)	-0,103 (-0,92)	-0,127 (-1,18)	0,094	**0,008**
RWE	30.8.94-23.8.99	0,134 (1,16)	-0,003 (-0,03)	**0,287** **(2,33)**	-0,098 (-0,78)	-0,115 (-0,99)	0,100	0,078
SAP	30.8.94-23.8.99	**0,371** **(2,37)**	0,070 (0,41)	0,361 (1,68)	-0,102 (-0,65)	0,210 (1,26)	0,432	0,267
Schering	30.8.94-23.8.99	**0,328** **(3,05)**	-0,012 (-0,12)	**0,238** **(2,31)**	-0,173 (-1,59)	-0,062 (-0,62)	**0,023**	**0,003**
Veba	30.8.94-23.8.99	-0,001 (-0,01)	0,084 (0,82)	**0,426** **(3,85)**	-0,155 (-1,44)	-0,051 (-0,47)	**0,001**	**0,002**
Viag	30.8.94-23.8.99	**0,337** **(3,15)**	0,151 (1,28)	0,071 (0,67)	**-0,310** **(-3,07)**	0,059 (0,50)	**0,010**	**0,001**
VW	30.8.94-23.8.99	0,222 (1,51)	0,206 (1,67)	**0,288** **(2,30)**	**-0,390** **(-2,95)**	-0,022 (-0,17)	**0,003**	**0,002**

Tabelle 12: Regressionskoeffizienten zur Überprüfung des Montagseffektes (t-Werte in Klammern) für logarithmierte Renditen R_t sowie p-Werte zur Überprüfung der Handelszeithypothese (TTH) bzw. Kalenderzeithypothese (CTH). Signifikante Werte ($\theta = 0{,}05$) sind **fett** gedruckt.

		Regressionskoeffizienten in % für					p-Werte für	
Unternehmen	Zeitraum	Mo	Di	Mi	Do	Fr	CTH	TTH
Adidas	30.9.96-12.3.98	0,316 (1,54)	0,030 (0,11)	**0,573** **(2,06)**	-0,136 (-0,52)	0,356 (1,16)	0,315	0,348
Allianz	30.8.94-21.2.97	0,053 (0,49)	0,064 (0,66)	0,177 (1,80)	0,044 (0,44)	-0,050 (-0,44)	0,575	0,650
BASF	30.8.94-20.2.97	0,149 (1,16)	0,150 (1,26)	**0,273** **(2,48)**	0,088 (0,83)	-0,096 (-0,78)	0,213	0,251
Bayer	30.8.94-20.2.97	0,168 (1,44)	0,071 (0,66)	**0,261** **(2,37)**	0,053 (0,55)	-0,023 (-0,19)	0,426	0,409
Bayr. Hypo. Bank	30.8.94-20.2.97	0,001 (0,01)	0,015 (0,15)	**0,318** **(3,15)**	0,039 (0,32)	-0,085 (-0,82)	0,059	0,084
BMW	30.8.94-20.2.97	0,088 (0,84)	0,179 (1,66)	0,020 (0,21)	-0,000 (-0,00)	-0,002 (-0,02)	0,664	0,661
Commerzbank	30.8.94-20.2.97	0,022 (0,22)	0,035 (0,38)	**0,214** **(2,47)**	-0,049 (-0,53)	-0,010 (-0,12)	0,237	0,282
Degussa	30.8.94-20.2.97	0,151 (1,08)	0,049 (0,43)	0,081 (0,74)	0,012 (0,11)	0,024 (0,21)	0,994	0,923
Fresenius	29.7.97-07.8.98	0,282 (0,93)	-0,184 (-0,45)	-0,117 (-0,30)	-0,350 (-1,24)	-0,301 (-0,94)	0,585	0,718
Henkel	30.8.94-20.2.97	0,241 (1,78)	-0,070 (-0,64)	**0,245** **(2,39)**	-0,088 (-0,86)	-0,031 (-0,27)	0,156	0,066
Karstadt	30.8.94-20.2.97	-0,100 (-0,84)	-0,066 (-0,73)	0,000 (0,00)	-0,020 (-0,18)	0,060 (0,55)	0,925	0,858
Linde	30.8.94-20.2.97	**0,212** **(2,17)**	0,047 (0,47)	0,000 (0,00)	-0,044 (-0,48)	-0,047 (-0,45)	0,623	0,308
Lufthansa	30.8.94-20.2.97	0,043 (0,29)	0,002 (0,02)	0,228 (1,69)	-0,049 (-0,41)	-0,091 (-0,78)	0,456	0,455
MAN	30.8.94-20.2.97	0,053 (0,44)	0,018 (0,15)	0,112 (0,94)	-0,067 (-0,58)	-0,093 (-0,81)	0,737	0,723
Metro	16.5.97-06.7.98	0,159 (0,53)	0,099 (0,30)	0,367 (1,15)	0,164 (0,47)	0,150 (0,40)	0,925	0,983
Münchner Rück	30.8.94-17.2.97	0,004 (0,05)	0,025 (0,26)	0,171 (1,46)	0,174 (1,81)	0,012 (0,10)	0,360	0,600
Preussag	30.8.94-20.2.97	0,049 (0,44)	0,064 (0,66)	-0,077 (-0,84)	-0,040 (-0,47)	-0,109 (-1,04)	0,603	0,654
RWE	30.8.94-20.2.97	0,149 (1,47)	0,032 (0,35)	**0,254** **(2,56)**	-0,023 (-0,29)	-0,030 (-0,27)	0,222	0,174
SAP	30.8.94-20.2.97	0,190 (0,88)	0,121 (0,59)	0,221 (0,77)	0,146 (0,80)	**0,475** **(2,21)**	0,500	0,802
Schering	30.8.94-20.2.97	0,107 (1,09)	0,087 (0,75)	0,189 (1,74)	-0,012 (-0,09)	-0,000 (-0,00)	0,686	0,703
Veba	30.8.94-20.2.97	0,118 (1,17)	0,090 (1,09)	**0,265** **(2,66)**	0,039 (0,49)	-0,051 (-0,50)	0,143	0,178
Viag	30.8.94-21.2.97	**0,271** **(2,70)**	0,140 (1,44)	0,040 (0,40)	**-0,181** **(-2,03)**	0,070 (0,71)	0,107	**0,023**
VW	30.8.94-21.2.97	0,123 (0,90)	0,159 (1,43)	0,196 (1,67)	-0,060 (-0,53)	-0,001 (-0,01)	0,488	0,499

Tabelle 13: Regressionskoeffizienten zur Überprüfung des Montagseffektes (t-Werte in Klammern) für nichtlogarithmierte Renditen R_t sowie p-Werte zur Überprüfung der Handelszeithypothese (TTH) bzw. Kalenderzeithypothese (CTH) für die erste Hälfte des Datenmaterials. Signifikante Werte ($\theta = 0{,}05$) sind **fett** gedruckt.

		Regressionskoeffizienten in % für					p-Werte für	
Unternehmen	Zeitraum	Mo	Di	Mi	Do	Fr	CTH	TTH
Adidas	13.3.98-23.8.99	0,260	0,211	-0,334	**-0,862**	0,184	**0,038**	**0,048**
		(0,81)	(0,73)	(-1,10)	**(-2,60)**	(0,59)		
Allianz	24.2.97-23.8.99	0,324	0,127	**0,412**	**-0,525**	0,171	**0,039**	**0,025**
		(1,46)	(0,59)	**(2,20)**	**(-2,60)**	(0,65)		
BASF	21.2.97-23.8.99	**0,409**	0,149	0,142	**-0,510**	0,140	**0,020**	**0,007**
		(2,25)	(0,82)	(0,89)	**(-2,73)**	(0,75)		
Bayer	21.2.97-23.8.99	0,301	0,050	0,121	**-0,388**	0,162	0,190	0,120
		(1,48)	(0,25)	(0,68)	**(-1,99)**	(0,91)		
Bayr. Hypo. Bank	21.2.97-23.8.99	0,187	0,295	**0,630**	-0,394	-0,015	0,084	0,091
		(0,68)	(1,08)	**(2,25)**	(-1,49)	(-0,06)		
BMW	21.2.97-23.8.99	0,430	0,004	0,347	-0,333	0,113	0,384	0,233
		(1,69)	(0,02)	(1,30)	(-1,37)	(0,45)		
Commerzbank	21.2.97-23.8.99	0,355	0,153	0,352	**-0,540**	0,165	**0,025**	**0,013**
		(1,54)	(0,71)	(1,73)	**(-2,90)**	(0,90)		
Degussa	21.2.97-23.8.99	0,425	-0,066	0,071	-0,148	-0,122	0,584	0,370
		(1,89)	(-0,34)	(0,28)	(-0,61)	(-0,55)		
Fresenius	10.8.98-23.8.99	0,169	0,388	0,412	-0,406	0,007	0,666	0,671
		(0,45)	(1,04)	(0,82)	(-0,90)	(0,02)		
Henkel	21.2.97-23.8.99	0,466	0,180	**0,434**	-0,183	-0,326	0,130	0,060
		(1,91)	(0,71)	**(2,09)**	(-0,79)	(-1,36)		
Karstadt	21.2.97-23.8.99	0,142	-0,024	0,276	-0,082	0,272	0,627	0,668
		(0,63)	(-0,12)	(1,36)	(-0,37)	(1,18)		
Linde	21.2.97-23.8.99	0,338	0,090	0,050	-0,341	0,046	0,416	0,285
		(1,63)	(0,40)	(0,25)	(-1,51)	(0,21)		
Lufthansa	21.2.97-23.8.99	0,152	0,252	**0,595**	-0,425	-0,076	**0,028**	**0,029**
		(0,62)	(1,13)	**(2,79)**	(-1,73)	(-0,34)		
MAN	21.2.97-23.8.99	0,339	0,176	0,132	-0,347	0,168	0,365	0,238
		(1,56)	(0,83)	(0,66)	(-1,43)	(0,78)		
Metro	07.7.98-23.8.99	-0,074	0,078	-0,034	-0,164	0,248	0,916	0,916
		(-0,22)	(0,25)	(-0,11)	(-0,52)	(0,72)		
Münchner Rück	18.2.97-23.8.99	0,463	0,088	0,409	**-0,490**	0,142	0,095	**0,045**
		(1,78)	(0,35)	(1,93)	**(-2,27)**	(0,54)		
Preussag	21.2.97-23.8.99	**0,786**	0,150	0,228	-0,137	-0,111	0,216	**0,011**
		(3,45)	(0,80)	(1,13)	(-0,65)	(-0,58)		
RWE	21.2.97-23.8.99	0,152	-0,010	0,359	-0,136	-0,169	0,417	0,384
		(0,74)	(-0,06)	(1,56)	(-0,56)	(-0,82)		
SAP	21.2.97-23.8.99	**0,608**	0,095	**0,617**	-0,297	0,018	0,172	0,066
		(2,65)	(0,35)	**(1,98)**	(-1,18)	(0,07)		
Schering	21.2.97-23.8.99	**0,570**	-0,080	0,313	-0,309	-0,118	**0,021**	**0,003**
		(3,02)	(-0,47)	(1,78)	(-1,79)	(-0,70)		
Veba	21.2.97-23.8.99	-0,090	0,106	**0,618**	-0,327	-0,024	**0,008**	**0,010**
		(-0,50)	(0,57)	**(3,13)**	(-1,61)	(-0,12)		
Viag	24.2.97-23.8.99	**0,424**	0,197	0,130	**-0,417**	0,083	0,126	0,052
		(2,23)	(0,93)	(0,70)	**(-2,29)**	(0,38)		
VW	24.2.97-23.8.99	0,373	0,288	0,418	**-0,686**	0,001	**0,009**	**0,005**
		(1,44)	(1,34)	(1,90)	**(-2,92)**	(0,00)		

Tabelle 14: Regressionskoeffizienten zur Überprüfung des Montagseffektes (t-Werte in Klammern) für nichtlogarithmierte Renditen R_t sowie p-Werte zur Überprüfung der Handelszeithypothese (TTH) bzw. Kalenderzeithypothese (CTH) für die zweite Hälfte des Datenmaterials. Signifikante Werte ($\theta = 0{,}05$) sind **fett** gedruckt.