

Henryk Gurgul*, Paweł Majdosz*, Roland Mestel**

Zur Verwendung von Regressionsmodellen im Rahmen von finanzwirtschaftlichen Ereignisstudien

Zastosowanie modeli regresji w analizie zdarzeń
na rynkach finansowych

1. Einführung

Ereignisstudienanalysen (*event study analysis*) stellen ein zentrales Instrumentarium in der empirischen Kapitalmarktforschung dar. Ihr Ziel ist es, potentielle Kausalitäten zwischen bestimmten Ereignissen und (zumeist) Preisentwicklungen gehandelter Ansprüche auf Kapitalmärkten zu analysieren. In der umfangreichen Literatur werden Ereignisstudien vor allem aus zwei Motiven heraus durchgeführt: einerseits zur Überprüfung der Hypothese effizienter Informationsverarbeitung auf den Kapitalmärkten [15], und andererseits zur Quantifizierung der Auswirkungen der untersuchten Ereignisse auf das Vermögen der Anspruchsberechtigten.

Eine Durchsicht der Literaturverzeichnisse von Beiträgen, die sich mit der Methodik von Ereignisstudien beschäftigen beziehungsweise diese in empirischen Analysen anwenden, zeigt, dass vor allem zwei Beiträge die Entwicklung von Ereignisstudienanalysen entscheidend geprägt haben. Unter dem Titel „The Adjustment of Stock Prices to New Information“ veröffentlichen E. Fama *et al.* [14] eine Studie, in der erstmals der Preisanpassungsprozess einzelner US-Aktien rund

* Wydział Zarządzania, Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie

** Institut für Banken und Finanzierung, University of Graz

um die Ankündigung von Aktiensplits der jeweiligen Unternehmung anhand von Monatsdaten empirisch analysiert wurde. Die hierbei angewendete Methodik der univariaten Regressionsanalyse stellt bis heute das Basiswerkzeug für die Durchführung von Ereignisstudien dar. S. Brown und J. Warner [9] diskutieren anhand von täglichen Aktienrenditen sowie simulierten Ereignissen unterschiedliche Methodiken zur Durchführung von Ereignisstudien. Dabei wird insbesondere auf die Berücksichtigung und die Auswirkungen der typischen statistischen Eigenschaften täglicher Aktienrenditen (vor allem Leptokurtosis und Autokorrelation) in beziehungsweise auf die verschiedenen Ansätze eingegangen. Die Arbeit von S. Brown und J. Warner [9] wurde von zahlreichen Autoren aufgegriffen und erweitert. So berücksichtigen etwa E. Boehmer, J. Musumeci und A. Poulsen [8] in ihren Analysen die empirisch oftmals beobachtbare ereignisinduzierte Zunahme der Varianz (Heteroskedastizität) von Aktienkurszeitreihen und diskutieren die damit verbundenen Auswirkungen auf die Teststatistiken, die im Rahmen von Ereignisstudien angewendet werden. Eine umfassende Darstellung der Entwicklung von Methodik und Anwendungen von Ereignisstudien in der empirischen Finanzmarktforschung findet sich in A. MacKinlay [25] sowie J. Binder [7].

Als zentral für die Analyse der Marktwirkungen von Ereignissen stellt sich die Frage der Modellierung normaler Renditen heraus, die im Falle der Absenz eines spezifischen Ereignisses von den Marktteilnehmern durchschnittlich erwartet werden. In der überwiegenden Zahl der Fälle wird der renditegenerierende Prozess als einfacher linearer Regressionsansatz angenommen, bei dem die Renditen einzelner Aktien über die allgemeine Marktentwicklung erklärt werden sollen (Markt-Modell) [33]. Anhand vorliegender Aktienkurszeitreihen der interessierenden Unternehmungen sowie eines allgemeinen Marktindex als erklärenden Faktor werden im Rahmen derartiger Modelle die relevanten Modellparameter geschätzt und damit normale Renditen am und rund um den Tag der Ankündigung eines Ereignisses prognostiziert. Dabei handelt es sich um eine *ex-post* Schätzung auf Basis der realisierten Renditen des erklärenden Marktfaktors. Tatsächlich eingetretene Renditen der untersuchten Aktienwerte werden schließlich mit den prognostizierten verglichen und allfällige Abweichungen als ereignisinduzierte abnormale Renditen beziehungsweise Überrenditen interpretiert.

Die Ermittlung der relevanten Parameter des Markt-Modells erfolgt üblicherweise anhand von Daten aus einem Vor-Ereignis-Zeitfenster (*pre-event window*). Aus diesem Vorgehen können jedoch statistisch bedingte Probleme resultieren, welche mitunter zu falschen Schlussfolgerungen hinsichtlich der Marktwirkungen analysierter Ereignisse führen können. Zum einen wird davon ausgegangen, dass die über das Vor-Ereignis-Zeitfenster ermittelten Modellparameter des renditegenerierenden Prozesses stationäres Verhalten aufweisen, zum anderen werden Abweichungen der tatsächlichen von den geschätzten Renditen als ereignisinduzierte abnormale Renditen bezeichnet, wiewohl es sich tatsächlich

um modellbedingte Prognosefehler (*forecast error* beziehungsweise *prediction error*) handelt.

Ein in der Literatur selten verwendeter Ansatz modelliert ereignisinduzierte abnormale Renditen dahingegen als partielle Regressionskoeffizienten im Zuge einer multivariaten Regressionsanalyse [7]. Unter zusätzlicher Verwendung einer Dummy-Variablen (dichotome 0/1-Variable) werden die benötigten Modellparameter aus Daten eines Zeitfensters geschätzt, das nunmehr auch die Zeit rund um das interessierende Ereignis (Ereignis-Zeitfenster beziehungsweise *event window*) inkludiert. Die verwendete Dummy-Variable wird dabei über das Ereignis-Zeitfenster gleich Eins gesetzt, ansonsten wird ihr der Wert Null zugewiesen. Der partielle Regressionskoeffizient dieser Dummy-Variable stellt auf diese Weise die ereignisinduzierte abnormale Rendite dar.

In der vorliegenden Studie wird einerseits das grundsätzliche Vorgehen zur Ermittlung der Marktwirkungen bestimmter Ereignisse unter Verwendung der beiden skizzierten Regressionsansätze vorgestellt, und andererseits eine reale Ereignisstudie für den österreichischen Aktienmarkt unter Verwendung beider Modelle durchgeführt. Als relevante (unternehmensspezifische) Ereignisse werden dabei Dividendenankündigungen der wichtigsten an der Wiener Börse notierten Aktiengesellschaften herangezogen und deren Auswirkungen auf die betreffenden Aktienkurse analysiert.

Dieser Dividendenankündigungseffekt wird in der theoretischen wie empirischen Kapitalmarktforschung intensiv diskutiert. Preisreaktionen im Zusammenhang mit Ankündigungen über Dividendenzahlungen werden dabei häufig auf den unterschiedlichen Informationsstand zwischen Unternehmensleitung und Investoren zurückgeführt [3, 18]. So werden Veränderungen bei Gewinnausschüttungen von zahlreichen Autoren als Signal der Unternehmensleitung über deren Einschätzung der künftigen Unternehmensentwicklung angesehen (vergleiche zu dieser *Signalling-Theorie* die Arbeiten von S. Bhattacharya [6], M. Miller und K. Rock [29], K. John und J. Williams [22] und A. Ofer und A. Thakor [30]). Basierend auf den Überlegungen zur *Free Cash Flow Hypothese* (M. Jensen [21]) argumentieren L. Lang und R. Litztenberger [23], dass steigende Dividenden auch als ein Signal dafür interpretiert werden können, dass das Unternehmensmanagement bereit ist, freie Cash Flows an die Eigentümer auszuschütten anstatt sie für Investitionen mit negativem Kapitalwert zu verwenden, was von den Autoren anhand empirischer Ergebnisse belegt wird.

Als weiterer Grund für abnormale Preisentwicklungen in Folge von Dividendenankündigungen wird in der Literatur schließlich der auf M. Miller und F. Modigliani [28] zurückgehende *Clientele-Effekt* diskutiert. Veränderte Gewinnausschüttungen können demzufolge je nach Präferenz der Investoren für höhere oder niedrigere Dividendenzahlungen zu einer Verschiebung der Aktionärsstruktur führen. F. Allen, A. Bernardo und I. Welch [2] führen in diesem Zusammenhang

aus, dass die in jüngerer Vergangenheit vielfach beobachtbare zunehmende Nachfrage nach höhere Dividenden ausschüttenden Unternehmungen auf die zunehmende Bedeutung institutioneller Investoren, welche gegenüber Privatinvestoren Vorteile bei der steuerlichen Behandlung von Dividendenzahlungen besitzen, zurückgeführt werden kann.

Für volumenmäßig große Aktienmärkte liegen zum Dividendenankündigungseffekt mehrere empirische Untersuchungen vor. Die überwiegende Anzahl dieser Studien belegt einen positiven Zusammenhang zwischen der Richtung der angekündigten Dividendenveränderung und den beobachtbaren Kursreaktionen. Für den US-amerikanischen Markt sind vor allem die Untersuchungen von J. Aharony und I. Swary [1], P. Asquith und D. Mullins [5], U. Dhillon und H. Johnson [11] und E. Dyl und R. Weigand [12] von Bedeutung, A. Lonie *et al.* [24] präsentieren Ergebnisse für den britischen Aktienmarkt.

Für den deutschen Aktienmarkt weisen zunächst W. Gerke, M. Oerke und A. Sentner [19] die Preisreaktionen rund um Dividendenankündigungstage im Zeitraum 1987 bis 1994 aus, wobei diese Stichprobe rund 600 Ankündigungen umfasst. Als Ankündigungstage werden jene Tage definiert, an denen für die untersuchten Unternehmungen die genaue Höhe der jeweils nächstfolgenden Dividende im *Handelsblatt* veröffentlicht wird. Diese Studie zeichnet sich vor allem dadurch aus, dass neben einer Unterscheidung der Richtung der angekündigten Dividendenveränderungen auch danach differenziert wird, ob zeitgleich auch andere unternehmensspezifische Informationen veröffentlicht werden. Darüber hinaus analysieren die Autoren, ob zwischen der Höhe der Dividendenveränderung und dem Ausmaß der Preisreaktion am Markt ein Zusammenhang besteht, was sich jedoch für die untersuchte Stichprobe nicht belegen lässt. Ähnliche Ergebnisse für den deutschen Aktienmarkt präsentieren Y. Amihud und M. Murgia [4] für 200 börsengehandelte Titel für den Zeitraum 1988 bis 1992. Eine weitere Untersuchung der Preisreaktionen im Zusammenhang mit Unternehmensankündigungen für den deutschen Kapitalmarkt ist jene von K. Röder [32], die sich speziell mit der Informationswirkung von Ad-hoc Meldungen beschäftigt.

Für den in Relation zum deutschen Markt volumenmäßig kleinen österreichischen Aktienmarkt ist die vorliegende Ereignisstudie zum Dividendenankündigungseffekt die erste. Von der Arbeit von W. Gerke, M. Oerke und A. Sentner [19] unterscheidet sich diese Analyse in zwei wesentlichen Punkten: Erstens in der Definition des Ankündigungstages, und zweitens in der Methodik, die zur Ermittlung abnormaler Preisreaktionen angewendet wird.

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Zunächst wird das grundsätzliche Vorgehen bei der Ermittlung der Marktwirkungen bestimmter Ereignisse unter Verwendung des einfachen Markt-Modells erläutert (Abschnitt 2). Daran anschließend erfolgt die Darstellung des multivariaten Modellansatzes (Markt-

Modell mit Dummy-Variablen) sowie ein Vergleich der beiden Modelle hinsichtlich der jeweils getroffenen statistischen Annahmen (Abschnitt 3). In Abschnitt 4 werden anschließend die Ergebnisse der beiden Ansätze für die Ereignisstudie über den österreichischen Kapitalmarkt präsentiert und miteinander verglichen. In Ergänzung beziehungsweise zur Überprüfung der mittels Regressionsansätzen erzielten Ergebnisse aus Ereignisstudien werden nicht-parametrische Testverfahren empfohlen, die unabhängig von speziellen Annahmen hinsichtlich der Verteilung von Aktienrenditen sind. Abschnitt 5 stellt zwei derartige Tests vor und präsentiert die Ergebnisse der empirischen Analyse. In Abschnitt 6 werden schließlich die wichtigsten Erkenntnisse stichwortartig zusammengefasst.

2. Markt-Modell und ereignisinduzierte abnormale Renditen

Das auf W. Sharpe [33] zurückgehende Markt-Modell stellt ein in der Literatur häufig verwendetes Ein-Faktor-Modell zur Beschreibung des renditegenerierenden Prozesses von Aktien dar. Dabei wird unterstellt, dass individuelle Wertpapierrenditen als Funktion der Rendite eines gesamten Marktes, abgebildet durch einen möglichst breiten Aktienindex, dargestellt werden können. Der Zusammenhang wird als linear der Form

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

angenommen, wobei $R_{i,t}$ die Rendite von Aktie i und $R_{m,t}$ die Rendite des Marktindex m für jeweils die Periode t darstellt, welche zumeist einen Tag umfasst. α_i und β_i sind die unternehmensspezifischen Parameter der Regressionsgerade, wobei α_i das Interzept und β_i die Steigung angibt. Die Größe $\varepsilon_{i,t}$ bezeichnet den Zufallsfehler, über den die *white noise* Annahme getroffen wird.

Zentral für die Durchführung von Ereignisstudien ist zunächst die eindeutige Definition eines Ereignisses, dessen Marktwirkung für unterschiedliche Unternehmungen untersucht werden soll. In der Literatur häufig analysierte Ereignisse sind Dividenden- und Gewinnankündigungen, Meldungen über Kapitalerhöhungen, Aktiensplits oder Aktienrückkäufe, sowie Informationen über Unternehmensübernahmen beziehungsweise -verkäufe. Gemäß der Definition des interessierenden Ereignisses werden in einem nächsten Schritt die jeweiligen Ereignistage (*event dates*) für die untersuchten Unternehmungen ermittelt, das heißt jene Tage, an denen die Information öffentlich bekanntgegeben wird. Um allfällige ereignisinduzierte Markt-(Preis)reaktionen am und rund um die jeweiligen Ereignistage zu analysieren, wird in weiterer Folge die Länge des Ereignis-Zeitfensters festgelegt, die typischerweise äquidistant um das tatsächliche Ereignis gewählt wird. Gibt

es über den exakten Zeitpunkt der analysierten Informationsankündigung keine Unklarheit und wird davon ausgegangen, dass die Informationen für alle Marktteilnehmer zum gleichen Zeitpunkt erstmals zugänglich sind und die Investoren ihre ereignisbedingt revidierten Erwartungen unmittelbar in Handelsentscheidungen umsetzen, so erweist sich ein kurzes Ereignisfenster als vorteilhaft.

Um die Preiswirkungen des untersuchten Ereignisses im Ereignis-Zeitfenster zu ermitteln, wird weiters ein Vor-Ereignis-Zeitfenster definiert, dessen Daten zur Schätzung der Modellparameter α_i und β_i aus Gleichung (1) verwendet werden. Die Länge dieses Zeitfensters ist insofern von Bedeutung, als dass die zu schätzenden Parameter bei einem zu langen Vor-Ereignis-Zeitfenster durch andere (nicht interessierende) Ereignisse verzerrt sein können, ein zu kurz gewähltes Vor-Ereignis-Zeitfenster (eine zu geringe Anzahl an Daten) kann unter Umständen für statistische Tests unzureichend sein. Wird der Beginn des Vor-Ereignis-Zeitfensters mit T_0 und dessen Ende mit T_1 bezeichnet, so können für jedes Ereignis die benötigten Modellparameter aus Gleichung (1) ermittelt werden nach den Formeln:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T_1 - T_0 + 1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} R_{i,t} - \hat{\beta}_i \cdot \frac{1}{T_1 - T_0 + 1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} R_{m,t} \quad (2)$$

$$\hat{\beta}_i = \frac{\text{Cov}[R_{i,t}, R_{m,t}]}{\text{Var}[R_{m,t}]}, \quad t = T_0, \dots, T_1 \quad (3)$$

Der Ausdruck $\text{Cov}[R_{i,t}, R_{m,t}]$ bezeichnet dabei die Kovarianz zwischen den Renditen von Aktie i und dem Markt m am Tag t und $\text{Var}[R_{m,t}]$ steht für die Varianz der Marktrendite R_m . Beide Größen werden aus Daten des Vor-Ereignis-Zeitfensters ermittelt.

Nummehr lassen sich für jeden Tag aus dem Ereignis-Zeitfenster die abnormalen Renditen als die Differenz zwischen den tatsächlich erzielten und den ex-post unter der Annahme, dass kein preisbeeinflussendes Ereignis eintritt, geschätzten Renditen ermitteln. Unter Verwendung der jeweils geschätzten Regressionsparameter und der beobachtbaren Marktrendite R_m ergibt sich für Aktie i die abnormale Rendite $AR_{i,t}$ an den einzelnen Tagen des Ereignis-Zeitfensters als

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i \cdot R_{m,t} \quad t = T_1 + 1, \dots, 0, \dots, T_2 \quad (4)$$

wobei $t = 0$ den tatsächlichen Ereignistag darstellt. Zu beachten gilt es, dass für jedes Ereignis die Zeiträume $[T_0; T_1]$ beziehungsweise $[T_1 + 1; T_2]$ jeweils die gleiche Anzahl an Tagen umfassen.

Die Interpretation der Differenz zwischen tatsächlicher und ex-post geschätzter (durchschnittlich erwarteter) Rendite als abnormale Rendite muss allerdings

dahingehend relativiert werden, als dass es sich dabei tatsächlich um modellbedingte Prognosefehler handelt und es auch im Vor-Ereignis-Zeitfenster Abweichungen der geschätzten von den tatsächlichen Renditen (Residuen) gibt¹.

Im nächsten Schritt können nunmehr für die einzelnen Tage t durchschnittliche abnormale Renditen für alle untersuchten Ereignisse ermittelt werden

$$AR_t = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \quad (5)$$

wobei N – die Anzahl der untersuchten Ereignisse bezeichnet.

In einem letzten Schritt wird die Nullhypothese, wonach die durchschnittliche abnormale Rendite an einem bestimmten Tag des Ereignis-Zeitfensters nicht von Null verschieden ist, überprüft. Hierzu werden in der Literatur in Abhängigkeit von den statistischen Eigenschaften der ermittelten Datenreihen unterschiedliche Testverfahren diskutiert. Im einfachsten Fall wird unterstellt, dass die an einem bestimmten Tag des Ereignis-Zeitfensters ermittelten abnormalen Renditen voneinander unabhängig sind und einer identen normalverteilten Grundgesamtheit entstammen. Demnach wird davon ausgegangen, dass die analysierten Ereignisse für unterschiedliche Unternehmungen idente Auswirkungen auf Mittelwert und Varianz der Aktienrenditen haben. Die relevante t -Statistik erhält man in diesem Fall durch Normierung der durchschnittlichen abnormalen Rendite AR_t über den Standardfehler von AR_t ($SE[AR_t]$)

$$t_{(1)} = \frac{AR_t}{SE[AR_t]} = \frac{N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N AR_{i,t}}{\sqrt{(N-1)^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N \left(AR_{i,t} - N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \right)^2}} \cdot \sqrt{N} \quad (6)$$

$t_{(1)}$ weist eine t -Verteilung mit $(N-1)$ Freiheitsgraden auf.

In den meisten Fällen ist jedoch davon auszugehen, dass die abnormalen Renditen für unterschiedliche Unternehmungen nicht identisch verteilt sind, demnach die analysierten Ereignisse unterschiedliche Auswirkungen auf die Renditeverteilungen haben werden. In diesem Fall werden die abnormalen Renditen $AR_{i,t}$ der einzelnen Unternehmungen im Ereignis-Zeitfenster standardisiert über die geschätzte Standardabweichung $\hat{\sigma}[AR_{i,t}]$. Als Schätzer für $\sigma^2[AR_{i,t}]$ wird dabei zumeist die Varianz der Residuen aus dem Vor-Ereignis-Zeitfenster gewählt. Die standardisierten abnormalen Renditen $AR_{i,t}^*$ ermitteln sich demnach als:

¹ Eine ausführliche Diskussion der Problematik der Interpretation des Prognosefehlers als abnormale Rendite findet sich bei G. Frankfurter und E. McGoun [17].

$$AR_{i,t}^* = \frac{AR_{i,t}}{\hat{\sigma}[AR_{i,t}]} \quad (7)$$

mit

$$\hat{\sigma}[AR_{i,t}] = \sqrt{\frac{1}{T_1 - T_0 - 1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} \left(AR_{i,t} - \frac{1}{T_1 - T_0 + 1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} AR_{i,t} \right)^2} \quad (8)$$

Als Teststatistik ergibt sich schließlich

$$z = \frac{\sum_{i=1}^N AR_{i,t}^*}{\sqrt{N}} \quad (9)$$

Sind die standardisierten abnormalen Renditen $AR_{i,t}^*$ unabhängig und identisch verteilt, so gehorcht die Teststatistik in (9) approximativ der Standardnormalverteilung².

Beiden bislang vorgestellten Testverfahren ist gemein, dass die abnormalen Renditen für die einzelnen Tage des Ereignis-Zeitfensters für unterschiedliche Unternehmungen als unabhängig angenommen werden. Diese Annahme wird häufig dann verletzt sein, wenn die einzelnen Ereignisse für die betrachteten Unternehmungen zeitgleich anfallen (sogenanntes *event date clustering*), was zumeist zu positiv voneinander abhängigen abnormalen Renditen verschiedener Aktien führt. In diesem Fall wird die Varianz der durchschnittlichen abnormalen Renditen systematisch unterschätzt, wodurch es zu einer zu großen Anzahl an Ablehnungen der Nullhypothese kommt. Geht man davon aus, dass die abnormalen Renditen unterschiedlicher Unternehmungen tatsächlich statistische Abhängigkeiten aufweisen, so wird in der Literatur ein ursprünglich auf J. Jaffe [20] und G. Mandelker [26] zurückgehendes Testverfahren angewendet. Die Teststatistik entspricht in diesem Fall dem Verhältnis der durchschnittlichen abnormalen Rendite zur geschätzten Standardabweichung, die sich aus den durchschnittlichen abnormalen Renditen (Residuen) des Vor-Ereignis-Zeitfensters ergibt

$$t_{(2)} = \frac{AR_t}{\hat{\sigma}[AR_t]} = \frac{N^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N AR_{i,t}}{\sqrt{\left((T_1 - T_0)^{-1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} \left(AR_t - (T_1 - T_0 + 1)^{-1} \cdot \sum_{t=T_0}^{T_1} AR_t \right)^2 \right)} \quad (10)$$

² Das vorgestellte Testverfahren weicht von dem auf J. Patell [31] zurückgehenden ursprünglichen Testverfahren geringfügig ab, indem unberücksichtigt bleibt, dass Prognosefehler in der Regel eine größere Varianz aufweisen als die Residuen [34]. Darüber hinaus lautet der Nenner in (9) theoretisch $[\Sigma(T_i-2)(T_i-4)]^{1/2}$, wobei T_i die Anzahl an Beobachtungen für Unternehmung i aus dem Vor-Ereignis-Zeitfenster darstellt. Je länger indes dieses Zeitfenster gewählt wird, umso geringer ist die Differenz zwischen $\Sigma(T_i-2)(T_i-4)$ und N .

In die Ermittlung der geschätzten Standardabweichung der durchschnittlichen abnormalen Renditen des Ereignis-Zeitfensters gehen somit sowohl Querschnitts- als auch Längsschnittsrenditereihen ein. Statistik $t_{(2)}$ ist unter der Annahme, dass die durchschnittlichen abnormalen Renditen AR_t für $t = T_0, \dots, T_1$ unabhängig und identisch normalverteilt sind, Student- t verteilt mit $(N-1)$ Freiheitsgraden.

Dieses von S. Brown und J. Warner [9] ausführlich diskutierte und von E. Boehmer, J. Musumeci und A. Poulsen [8] als *traditional method* bezeichnete Testverfahren erweist sich zwar dann gegenüber den bisher vorgestellten Verfahren als vorteilhaft, wenn die abnormalen Renditen unterschiedlicher Unternehmungen an einzelnen Tagen des Ereignis-Zeitfensters Abhängigkeiten aufweisen, berücksichtigt jedoch seinerseits keine möglichen Autokorrelationen in den Residuen aus dem Vor-Ereignis-Zeitfenster und unterstellt weiterhin Homoskedastizität des Zufallsfehlers. Ist letztere Annahme nicht erfüllt und somit die tatsächliche Varianz der abnormalen Renditen im Ereignis-Zeitfenster größer als die unter Verwendung der Daten aus dem Vor-Ereignis-Zeitfenster geschätzte Varianz, so wird die Null-Hypothese, wonach die durchschnittliche abnormale Rendite gleich Null ist, systematisch zu oft verworfen.

Aus den bisherigen Ausführungen wird deutlich, dass es im Rahmen von Ereignisstudien bei Verwendung des Markt-Modells zur Beschreibung des renditegenerierenden Prozesses von Aktien, bei dem ereignisinduzierte Überrenditen als modellbedingte Prognosefehler ermittelt werden, nicht einfach möglich ist, das beste Testverfahren allgemein gültig festzulegen. Tatsächlich sind in einem ersten Schritt die statistischen Eigenschaften der analysierten Datenreihen zu analysieren, um danach in einem zweiten Schritt das diesen statistischen Eigenschaften am ehesten entsprechende Testverfahren anzuwenden.

3. Markt-Modell mit Dummy-Variablen

Das im vorigen Abschnitt 2 erläuterte Markt-Modell stellt das in der Literatur zu Ereignisstudien am häufigsten verwendete Modell zur Ermittlung normaler Aktienrenditen dar. Die interessierenden Modellparameter werden dabei wie dargestellt ausschließlich aus Daten des Vor-Ereignis-Zeitfensters geschätzt, und es wird unterstellt, dass diese Parameter über das Ereignis-Zeitfenster stationäres Verhalten aufweisen. Würden in die Ermittlung der Modellparameter auch Daten aus dem Ereignis-Zeitfenster eingehen, so würde dies zu einem systematischen *bias* in den geschätzten Koeffizienten führen, der daraus resultiert, dass der geschätzte Zufallsfehler ereignisbedingt von Null verschieden ist. Diesem Problem kann begegnet werden, indem in Gleichung (1) des Markt-Modells weitere erklärende Faktoren als Dummy-Variable $D_{j,t}$ additiv hinzugefügt werden, die an den einzelnen

untersuchten Ereignistagen den Wert Eins annehmen und ansonsten gleich Null gesetzt werden. Das Subscript j bezeichnet dabei die Nummer der Dummy-Variablen. Für ein beispielsweise 5 Tage umfassendes Ereignis-Zeitfenster gilt: $j = 1, \dots, 5$, wobei $D_{1,t}$ am Tag $t = -2$ (relativ zum Ankündigungstag $t = 0$) gleich Eins und an den übrigen Tagen des Vor-Ereignis- und Ereignis-Zeitfensters gleich Null gesetzt wird. Indem der Regressionsgleichung Dummy-Variablen hinzugefügt werden, ergeben sich einerseits geringere Modellresiduen, andererseits nimmt die Güte der Modellanpassung zu, nachdem die Dummy-Variablen von der erklärenden Variable im Markt-Modell unabhängig sind [16].

Die Rendite von Aktie i wird in diesem additiven Modell dargestellt als

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{m,t} + \sum_{j=1}^5 \gamma_{i,j} \cdot D_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Wird dem Markt-Modell nur eine Dummy Variable hinzugefügt, lässt sich dieses Modell geometrisch interpretieren. Der Koeffizient γ_i stellt in diesem Fall die vertikale Verschiebung der Regressionsgerade mit $D_t = 0$ zur Regressionsgerade mit $D_t = 1$ dar.

Die Parameter des multivariaten Regressionsmodells (11) können aus den Daten des gesamten Zeitfensters (also aus dem Vor-Ereignis- und dem Ereignis-Zeitfenster) geschätzt werden. Ein weiterer wesentlicher Unterschied dieses Modells im Vergleich zu Modell (1) besteht darin, dass nunmehr die ereignisinduzierte abnormale Rendite entkoppelt wird vom modellbedingten Prognosefehler. Tatsächlich stellt der Koeffizient $\gamma_{i,j}$ in Gleichung (11) die geschätzte abnormale Rendite von Aktie i am Ereignistag j dar. Dieser Ansatz unterscheidet sich wesentlich von jenem J. Binder [7], der in seinem Modell nur durchschnittliche abnormale Renditen für das gesamte Ereignis-Zeitfenster berücksichtigt, somit für jedes Ereignis nur eine Dummy-Variable definiert.

Zur Überprüfung der Signifikanz der durchschnittlichen abnormalen Renditen an einzelnen Tagen des Ereignis-Zeitfensters können in Abhängigkeit von den statistischen Eigenschaften der Daten wiederum verschiedene Verfahren angewendet werden. Sind die Renditen stochastisch unabhängig mit Mittelwert gleich Null und endlicher Varianz, so kann für die durchschnittliche abnormale Rendite am Tag j des Ereignis-Zeitfensters die Statistik

$$Z_{(1)} = \frac{\sum_{i=1}^N \gamma_{i,j}}{\left[\sum_{i=1}^N \sigma_{\gamma_{i,j}}^2 \right]^{1/2}} \quad (12)$$

ermittelt werden. Diese Statistik ist asymptotisch standardnormalverteilt.

Alternativ zu Statistik (12) lässt sich die Signifikanz der durchschnittlichen abnormalen Renditen anhand der ermittelten Werte der Teststatistik $t_{i,j}$ ($i=1, \dots, N$) für die geschätzten Regressionskoeffizienten $\gamma_{i,j}$ überprüfen. In diesem Fall wird für jeden der N geschätzten Dummy-Koeffizienten $\gamma_{i,j}$ an einem Tag des Ereignisfensters eine Teststatistik $t_{i,j}$ ermittelt und die nachstehende Statistik ausgewiesen:

$$\tilde{z} = \frac{\sum_{i=1}^N t_{i,j}}{\sqrt{N}} \quad (13)$$

Die Statistik in Gleichung (13) kann angewendet werden, um die Nullhypothese, wonach an einem Tag des Ereignis-Zeitfensters keine abnormale Rendite vorliegt, zu überprüfen. Typischerweise wird angenommen, dass diese Statistik standardnormalverteilt ist, was indes nur dann zutreffend ist, wenn die ermittelten Werte $t_{i,j}$ stochastisch unabhängig und identisch normalverteilt sind mit Mittelwert gleich Null und Varianz gleich Eins. Die geschätzten Werte $t_{i,j}$ unterliegen zwar in aller Regel einer Student- t -Verteilung, weisen jedoch eine von Eins unterschiedliche Varianz auf. Aus diesem Grund kann Statistik (13) selbst für den Fall, dass die Anzahl der Ereignisse zunimmt, nicht gegen die Standardnormalverteilung konvergieren. Um diese asymptotisch zu erreichen, müsste diese Statistik über die theoretische Standardabweichung normiert werden. Wenn die Renditen sogar nur geringfügig von den Annahmen wie Homoskedastizität oder Normalverteilung abweichen, dann zeigt sich, dass die empirische Standardabweichung der $t_{i,j}$ -Werte sich signifikant von der theoretischen Standardabweichung dieser Werte unterscheidet. Deshalb wird Statistik (13) über die Stichprobenstandardabweichung normiert, die sich wie folgt errechnet

$$\hat{\sigma}_N = \sqrt{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_{i=1}^N (t_{i,j} - \bar{t}_j)^2} \quad (14)$$

Dabei stellt \bar{t}_j den durchschnittlichen Wert der Teststatistiken $t_{i,j}$ des Regressionskoeffizienten $\gamma_{i,j}$ für einen Tag des Ereignis-Zeitfensters dar, an dem $D_{j,t}$ gleich Eins gesetzt wird.

Daraus ergibt sich die normierte Teststatistik

$$z_{(2)} = \frac{\tilde{z}}{\hat{\sigma}_N} \quad (15)$$

die asymptotisch gegen die Standardnormalverteilung strebt. Bei einer endlichen Anzahl an beobachteten Renditen lassen es deren geschätzte Parameter (vor allem Kurtosis und Schiefe) jedoch mitunter nicht zu, die Statistik (15) als standardnormalverteilt anzunehmen. Aus diesem Grund kann ergänzend die empirische

Verteilung, die robuste Statistiken liefert, mittels Bootstrap-Verfahren konstruiert werden (Abschnitt 5).

4. Empirische Ergebnisse

Um die Unterschiede der in den vorhergehenden Abschnitten theoretisch erläuterten Regressionsverfahren zur Durchführung von Ereignisstudien anhand empirischer Daten zu überprüfen, wird im Rahmen einer Ereignisstudie für den österreichischen Aktienmarkt analysiert, welche Preiswirkungen mit der Ankündigung von Dividendenänderungen verbunden sind. Die analysierte Stichprobe umfasst 22 an der Wiener Börse im ATX-Marktsegment im Zeitraum von Jänner 1992 bis April 2002 gelistete Titel (das ATX-Marktsegment repräsentiert die liquidesten Titel des österreichischen Aktienmarktes und entspricht dem DAX-Marktsegment in Deutschland). Stetige tägliche Aktienrenditen werden aus den in *Bloomberg* ausgewiesenen jeweiligen Tagesschlusskursen errechnet. Für die berücksichtigten Unternehmungen wird das interessierende Ereignis als jener Tag definiert, an dem seitens der jeweiligen Unternehmensleitung erstmals öffentlich eine Aussage über die nächstfolgende zu erwartende Dividendenzahlung gemacht wird. Die gewählte Definition der Ankündigungstage soll sicherstellen, dass die angekündigte Richtung der Dividendenveränderung für den Markt eine Neuigkeit darstellt, die in den bisherigen Kursen noch nicht widergespiegelt ist. Diese Ankündigungstage werden der *Factiva* Datenbank entnommen³, wobei sich für den Untersuchungszeitraum, für den verlässliche Daten vorliegen, insgesamt 181 Ankündigungen ergeben.

In vielen Fällen finden diese Erstkündigungen bereits einige Zeit vor Ende der jeweiligen Geschäftsjahre statt. Außerdem werden zeitgleich häufig auch andere Unternehmensnachrichten bekanntgegeben. Aus diesem Grund ist es in den meisten Fällen nicht möglich, potentielle Preiswirkungen ausschließlich auf Neuigkeiten betreffend Dividenden zurückzuführen. In der vorliegenden Stichprobe erfolgen nur in wenigen Fällen Dividendenankündigungen gänzlich ohne „verschmutzende“ Ereignisse (das heißt ohne andere unternehmensspezifische Nachrichten, die zeitgleich mit Dividendenankündigungen bekanntgegeben werden). Diese isolierten Dividendenankündigungen sind theoretisch sehr wertvoll; in einer Studie über den deutschen Aktienmarkt führen W. Gerke, M. Oerke und A. Sentner [19] aus, dass Meldungen, die allein eine Dividendenzahlung beinhalten, als einzelne Information einen deutlich größeren Markteinfluss haben als Meldungen, bei denen zusätzliche Unternehmensnachrichten präsentiert werden. In der

³ *Factiva* ist ein Joint Venture zwischen Dow Jones and Reuters.

vorliegenden Studie werden diese isolierten Dividendenankündigungen jedoch nicht gesondert analysiert, weil sie in den unten definierten einzelnen Clustern jeweils zu kleine Stichproben bilden würden. Aus diesem formellen Grund ist eine quantitative Analyse dieser „nicht-verschmutzten“ Ereignisse nicht sinnvoll.

Darüber hinaus zeigt sich, dass in den meisten Fällen am jeweiligen Ankündigungstag nicht die exakte Höhe, sondern nur die erwartete Richtung der Dividendenveränderung gegenüber der jeweils letzten Ausschüttung seitens der Unternehmensleitung bekanntgegeben wird (Dividendenerhöhung; Dividendenreduktion; unveränderte Dividende). Deswegen wird in der vorliegenden Studie der Dividendenprozess als Martingal angenommen, somit von konstanten Dividendenzahlungen ausgegangen

$$E[\Delta D_{i,y}] \equiv E[D_{i,y}] - D_{i,y-1} = 0 \quad (16)$$

wobei $E[\Delta D_{i,y}]$ für den Erwartungswert der Dividendenänderung von Unternehmung i für das Fiskaljahr y steht, $E[D_{i,y}]$ bezeichnet den Erwartungswert der Dividende von Unternehmung i für das Jahr y und $D_{i,y-1}$ stellt die Dividendenzahlung von Unternehmung i für das Jahr $y-1$ dar. In einem ersten Schritt werden alle ermittelten Dividendenankündigungen ex ante gemäß den Ungleichungen: $D_{i,y}^a > E[D_{i,y}]$, $D_{i,y}^a = E[D_{i,y}]$, und $D_{i,y}^a < E[D_{i,y}]$ in drei Cluster (Dividendenerhöhung; konstante Dividende; Dividendensenkung) unterteilt, wobei $D_{i,y}^a$ die von Unternehmung i für das Jahr y angekündigte Dividendenzahlung darstellt.

Theoretischer Hintergrund der Annahme unveränderter Dividendenzahlungen ist die *reluctance-to-change dividends* Hypothese, derzufolge das Unternehmensmanagement nur dann bereit ist, Dividendenzahlungen über die Zeit zu verändern, wenn es von nachhaltigen substantiellen Veränderungen der ökonomischen Entwicklung des Unternehmens ausgeht [1]. Diese Hypothese erhält in der vorliegenden Studie umso mehr Gewicht, als dass die definierte Erstkündigung von Dividendenzahlungen und der tatsächliche aufsichtsrechtliche Beschluss zur Gewinnausschüttung in vielen Fällen mehrere Monate auseinander liegen. Zum Ankündigungszeitpunkt wird die Unternehmensleitung somit nur dann Änderungen bei den Dividendenzahlungen in Aussicht stellen, wenn diese auch tatsächlich realisierbar scheinen.

Für jede Dividendenankündigung wird in weiterer Folge ein Ereignis-Zeitfenster definiert, das jeweils fünf Handelstage umfasst, nämlich außer dem jeweiligen tatsächlichen Ankündigungstag ($t = 0$) noch die zwei Handelstage unmittelbar vor beziehungsweise unmittelbar nach $t = 0$. Für diese Tage werden danach die Aktienpreisreaktionen mittels der vorgestellten Modelle überprüft, clusterweise zusammengefasst und getestet. Das Vor-Ereignis-Zeitfenster umfasst in der vorliegenden Studie jeweils 30 Handelstage von $t = -32$ bis $t = -3$ (jeweils in Relation zum Ankündigungstag $t = 0$).

Kommt es nun im Zuge einer Dividendenankündigung zu einem Anstieg der Aktienkurse, so wird dieses Ereignis von den Marktteilnehmern positiv bewertet, während ein Preisrückgang negativen Informationsgehalt der Ankündigung zum Ausdruck bringt. Bleiben Aktienkurse bei Dividendeninformationen unverändert, so kann daraus geschlossen werden, dass diese Ankündigungen für Investoren entweder keinen Informationsgehalt besitzen oder aber die Interpretation der Nachricht durch die Investoren divergiert. Auf diese Weise kann schließlich clusterweise analysiert werden, welcher durchschnittliche Zusammenhang zwischen der Richtung der angekündigten Dividendenveränderung (Erhöhung; Konstanz; Reduktion) und den Preisreaktionen besteht.

Tabelle 1

Abnormale Renditen bei Dividenerhöhungen im Ereignis-Zeitfenster
(Stichprobe vom Umfang 79)

| Tag t | Markt-Modell | | | | Markt-Modell mit Dummy-Variablen | |
|----------|--------------|-----------|-----------|---------|----------------------------------|-----------|
| | AR_t (%) | $t_{(1)}$ | $t_{(2)}$ | z | AR_t (%) | $z_{(1)}$ |
| $t = -2$ | 0,416 | 1,679 | 2,641** | 2,097* | 0,462 | 2,570* |
| $t = -1$ | 0,095 | 0,493 | 0,602 | 1,660 | 0,170 | 0,930 |
| $t = 0$ | 0,723 | 3,727** | 4,595** | 5,301** | 0,780 | 4,346** |
| $t = 1$ | -0,064 | -0,342 | -0,406 | 0,753 | 0,009 | 0,049 |
| $t = 2$ | 0,330 | 1,626 | 2,096* | 1,388 | 0,349 | 1,940 |

* 5% Signifikanzniveau

** 1% Signifikanzniveau

Tabelle 2

Abnormale Renditen bei konstanten Dividenden im Ereignis-Zeitfenster
(Stichprobe vom Umfang 75)

| Tag t | Markt-Modell | | | | Markt-Modell mit Dummy-Variablen | |
|----------|--------------|-----------|-----------|--------|----------------------------------|-----------|
| | AR_t (%) | $t_{(1)}$ | $t_{(2)}$ | z | AR_t (%) | $z_{(1)}$ |
| $t = -2$ | -0,263 | -1,131 | -1,350 | -1,667 | -0,309 | -1,727 |
| $t = -1$ | -0,065 | -0,352 | -0,335 | -0,121 | -0,113 | -0,635 |
| $t = 0$ | -0,047 | -0,152 | -0,243 | -0,638 | -0,089 | -0,497 |
| $t = 1$ | 0,148 | 0,893 | 0,760 | 0,670 | 0,103 | 0,573 |
| $t = 2$ | -0,228 | -1,044 | -1,174 | -1,598 | -0,285 | -1,599 |

Tabelle 3

Abnormale Renditen bei Dividendenreduktionen im Ereignis-Zeitfenster
(Stichprobe vom Umfang 27)

| Tag t | Markt-Modell | | | | Markt-Modell mit Dummy-Variablen | |
|----------|--------------|-----------|-----------|----------|----------------------------------|-----------|
| | AR_t (%) | $t_{(1)}$ | $t_{(2)}$ | z | AR_t (%) | $z_{(1)}$ |
| $t = -2$ | -0,134 | -0,399 | -0,405 | -1,476 | -0,081 | -0,226 |
| $t = -1$ | -0,321 | -0,850 | -0,965 | -0,300 | -0,289 | -0,786 |
| $t = 0$ | -1,255 | -1,741 | -3,778** | -4,834** | -1,244 | -3,387** |
| $t = 1$ | -0,036 | -0,083 | -0,107 | -1,364 | -0,004 | -0,011 |
| $t = 2$ | -0,032 | -0,071 | -0,095 | -0,873 | 0,019 | 0,053 |

** 1% Signifikanzniveau

In den nachstehenden Tabellen 1 bis 3 werden für die drei Teilstichproben die Ergebnisse der Ermittlung durchschnittlicher abnormaler Renditen $AR_{i,t}$ unter Verwendung einerseits des Markt-Modells (MM) sowie andererseits des um die Dummy-Variablen erweiterten Markt-Modells (MM-D) zur Beschreibung des renditegenerierenden Prozesses für jeden Tag des Ereignis-Zeitfensters ausgewiesen. Weiters finden sich die jeweiligen Werte der in den vorigen Abschnitten vorgestellten parametrischen Testverfahren zur Überprüfung der Nullhypothese.

Zunächst kann aus Tabelle 1 entnommen werden, dass am Ereignistag $t = 0$ alle Teststatistiken sowohl in MM als auch in MM-D positiv und hochsignifikant sind. Dies bedeutet, dass angekündigte Dividenerhöhungen von den Investoren als positive Nachricht interpretiert werden und die Aktienkurse an diesem Tag durchschnittlich signifikant zunehmen. Ebenfalls signifikante durchschnittliche abnormale Renditen können in diesem Cluster am Tag $t = -2$ beobachtet werden. Lediglich die Test-Statistik $t_{(1)}$ weist diese Signifikanz nicht nach, was darauf zurückgeführt werden kann, dass die Varianz an diesem Tag gegenüber dem Vor-Ereignis-Zeitfenster stark ansteigt. Die Test-Statistik $t_{(2)}$ liefert ein Indiz für mögliche signifikante abnormale Renditen auch am Tag $t = 2$.

Im Cluster der angekündigten konstanten Dividendenzahlungen weisen alle Teststatistiken sowohl in MM als auch MM-D darauf hin, dass die durchschnittliche abnormale Rendite an keinem Tag des Ereignis-Zeitfensters signifikant von Null abweicht. Dies darf jedoch nicht voreilig derart interpretiert werden, dass die Ankündigung einer unveränderten Dividende keinen Informationsgehalt für Investoren darstellen würde. Als weiterer Indikator dafür, dass Investoren Ihre Erwartungen in Folge einer spezifischen Unternehmensankündigung verändern, könnte das Handelsvolumen analysiert werden. Während nämlich Preisverände-

rungen die durchschnittliche Reaktion der Investoren auf Neuigkeiten widerspiegeln, bringt das Handelsvolumen die Summe der ereignisinduzierten Reaktionen der Investoren zum Ausdruck.

Schließlich zeigen die Ergebnisse in Tabelle 3, dass die Ankündigung von sinkenden Dividendenzahlungen durchschnittlich negative Preisreaktionen verursacht. Am Ankündigungstag $t = 0$ weisen die Teststatistiken in beiden Modellen hochsignifikante negative durchschnittliche abnormale Renditen aus mit Ausnahme von Statistik $t_{(i)}$. Die Nicht-Signifikanz dieser Statistik ist auf die am Tag $t = 0$ deutlich zunehmende Varianz zurückzuführen. An keinem anderen Tag des Ereignis-Zeitfensters unterscheiden sich die mittels MM sowie MM-D ermittelten durchschnittlichen abnormalen Renditen signifikant von Null.

Insgesamt zeigt sich, dass die mittels MM beziehungsweise MM-D berechneten durchschnittlichen abnormalen Renditen in allen Ereignis-Zeitfenstern voneinander verschieden sind. Für den Cluster Dividendenerhöhung weist das MM-D durchschnittlich um mehr als 20% höhere (obwohl nur zum Teil signifikante) abnormale Renditen auf als das MM, wobei der Unterschied am Ankündigungstag 8% beträgt. Im Cluster Dividendereduktion übersteigen die mittels MM-D errechneten abnormalen Renditen (abgesehen von deren Signifikanz) jene des MM durchschnittlich um mehr als 30%, wobei dieser Unterschied am Tag $t = 0$ lediglich 1% ausmacht.

Die Ergebnisse belegen, dass an allen Tagen mit signifikanter Überrendite das MM-D höhere abnormale Renditewerte aufweist als das MM. Dies kann als Indiz dafür interpretiert werden, dass das MM ereignisinduzierte abnormale Renditen gegenüber dem MM-D systematisch unterschätzt. Als möglicher Grund hierfür kann angegeben werden, dass die mittels MM prognostizierten abnormalen Renditen die Summe der tatsächlichen Überrenditen und der modellbedingten Prognosefehler darstellen, welche unterschiedliche Vorzeichen aufweisen können.

Die diskutierten Modelle stellen zwar beide Regressionsmodelle dar (univariat beziehungsweise multivariat), die Ermittlung von abnormalen Renditen im Ereignis-Zeitfenster erfolgt indes gänzlich verschieden. Während die Parameter für das MM aus Daten des Vor-Ereignis-Zeitfensters ermittelt werden und in weiterer Folge zur Prognose von Renditen des Ereignis-Zeitfensters herangezogen werden, werden im Rahmen des MM-D die Parameter aus dem Vor-Ereignis- und Ereignis-Zeitfenster gemeinsam abgeschätzt. Die durchschnittlichen abnormalen Renditen werden als Mittelwert der Schätzwerte der Dummy-Koeffizienten ausgewiesen. Somit ist ein exakter Vergleich der beiden Modelle nur bedingt zulässig, nicht zuletzt ob des unterschiedlichen Umfangs der Stichprobe für jedes Ereignis (die Stichprobe für das MM-D ist um die Anzahl der Tage des Ereignis-Zeitfensters größer).

Die Güte der beiden Modelle kann einerseits anhand des Bestimmtheitsmaßes R^2 , und andererseits anhand der statistischen Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihen der Residuen für die einzelnen Ereignisse näherungsweise verglichen werden. Es handelt sich um die typischen Annahmen, die den Regressionsmodellen zugrunde liegen, wie Normalverteilung, Unkorreliertheit und Homoskedastizität der Residuen. Nachstehende Tabelle 4 fasst diesbezügliche Ergebnisse für alle Dividendenankündigungen clusterweise zusammen.

Tabelle 4

Statistik der Eigenschaften der Residuen für alle Cluster

| | Dividenden- erhöhungen | | Konstante Dividenden | | Dividenden- reduktionen | |
|----------------------|---------------------------|------|-------------------------|------|----------------------------|------|
| | MM | MM-D | MM | MM-D | MM | MM-D |
| $R^2 > 50\%$ | 18 | 34 | 15 | 30 | 4 | 12 |
| Normalverteilung* | 25 | 21 | 26 | 26 | 9 | 8 |
| Autokorrelation** | 14 | 3 | 12 | 3 | 8 | 1 |
| Homoskedastizität*** | 10 | 8 | 4 | 8 | 4 | 4 |

* Jarque-Bera Test; 5% Signifikanzniveau

** Portmanteau Test; 5% Signifikanzniveau

*** White Test; 5% Signifikanzniveau

Obenstehende Tabelle 4 verdeutlicht, dass die Annahmen bezüglich der Normalverteilung und der Homoskedastizität der Residuen in beiden Modellen und in allen Clustern in annähernd gleich vielen Fällen verletzt werden. Bezüglich der Annahme der Unkorreliertheit zeigt sich, dass die aus dem MM-D resultierenden Residuen nur in wenigen Fällen autokorreliert sind, während in MM Autokorrelation der Residuen in deutlich mehr Fällen vorkommt. Die Güte der diskutierten Modelle, ausgedrückt durch das Bestimmtheitsmaß R^2 , weist für das MM-D deutlich bessere Ergebnisse aus. Zwar nimmt R^2 mit steigender Anzahl an erklärenden Variablen in jedem Regressionsmodell zu, jedoch zeigt eine Analyse der Werte der adjustierten R^2 , dass sich die angegebenen Häufigkeiten auch bei letzterem modifiziertem Gütemaß nicht wesentlich verschieben.

5. Nicht-parametrische Testverfahren

Zur Überprüfung beziehungsweise Ergänzung der vorgestellten parametrischen Testverfahren wird die Anwendung nicht-parametrischer Tests sowie die

Ermittlung von Bootstrap-Statistiken empfohlen. Dies vor allem deshalb, weil die den diskutierten parametrischen Testverfahren zugrundeliegenden statistischen Annahmen in vielen Fällen nicht erfüllt werden. Insbesondere weisen die ermittelten Residuen häufig Autokorrelationen, ereignisinduzierte Heteroskedastizität und Abweichungen von der Normalverteilungsannahme auf.

In der Folge werden daher für die in Abschnitt 4 ermittelten parametrischen Teststatistiken auch nicht-parametrische Testverfahren angewendet. Die Signifikanz der Ergebnisse des einfachen Markt-Modells wird anhand des auf C. Corrado [10] zurückgehenden Rangtests überprüft. Dabei werden für jedes Ereignis die geschätzten unternehmensspezifischen abnormalen Renditen $AR_{i,t}$ über das gesamte Zeitfenster (Vor-Ereignis- und Ereignis-Zeitfenster) herangezogen und in entsprechende Rangzahlen transformiert, das heißt: $K_{i,t} = \text{Rang}(AR_{i,t})$, $t = -32, \dots, 2$. Nunmehr lässt sich für jeden Tag aus dem Ereignis-Zeitfenster folgende asymptotisch normalverteilte Rangstatistik T_t ermitteln, wobei die durchschnittliche Rangzahl bei 35 Realisationen 18 beträgt:

$$T_t = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (K_{i,t} - 18) / \hat{\sigma}(K) \quad (17)$$

wo $t = -2, \dots, 2$.

Die Standardabweichung $\hat{\sigma}(K)$ wird aus der Gesamtheit der Rangzahlen über den gesamten Betrachtungszeitraum geschätzt:

$$\hat{\sigma}(K) = \left(\frac{1}{35} \cdot \sum_{t=-32}^2 \left(\frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N (K_{i,t} - 18) \right)^2 \right)^{1/2} \quad (18)$$

In Übereinstimmung mit den in Abschnitt 4 ausgewiesenen parametrischen Teststatistiken erweisen sich die abnormalen Renditen im Cluster Dividendenerhöhung sowie im Cluster Dividendenreduktion zu $t = 0$ als signifikant von Null verschieden (p -Wert = 0,003 beziehungsweise 0,023), an allen anderen Tagen kann die Nullhypothese zum Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden.

Für das um die Dummy-Variablen erweiterte Markt-Modell wird in Ergänzung zu den Ergebnissen der in Gleichung (15) angeführten parametrischen Teststatistik die empirische Verteilung unter Verwendung des Bootstrap-Verfahrens konstruiert. Dies deshalb, weil die erwähnte parametrische Teststatistik (15) nur asymptotisch gegen die Normalverteilung strebt. Bootstrap-Verfahren haben in der finanzwirtschaftlichen Literatur, insbesondere der empirischen Kapitalmarktfor-schung, an Bedeutung gewonnen, weil sie unabhängig von speziellen Annahmen über die statistischen Eigenschaften von Renditen angewendet werden können [13]. Dabei wird aus den beobachteten Daten eine entsprechende Anzahl an Stichproben erstellt und daraus die empirische Verteilung bestimmt.

Ausgehend von den aus den jeweiligen Regressionsmodellen geschätzten Teststatistiken $t_{i,j}$ für die Dummy-Regressionkoeffizienten $\gamma_{i,j}$ werden die $t_{i,j}$ -Werte zunächst transformiert zu $t_{i,j}^* = t_{i,j} - \bar{t}_j$, wobei der subtrahierte Wert den Mittelwert aller $t_{i,j}$ -Statistiken (für $i = 1, \dots, N$) darstellt. Dies ist notwendig, weil sich \bar{t}_j in der Regel von Null unterscheidet. Für das angewendete Bootstrap-Verfahren ist es indes notwendig, dass der Mittelwert der t -Statistiken gleich Null ist.

In einem nächsten Schritt wird nun die empirische Verteilung bestimmt. Dabei werden für jeden Tag j des Ereignis-Zeitfensters S Stichproben, jeweils vom Umfang N , aus der Gesamtheit der ermittelten Werte $t_{i,j}^*$ erstellt, wobei für die vorliegende Simulation $S = 1000$ gewählt wird. Jede Stichprobe $b_{1,j}, b_{2,j}, \dots, b_{1000,j}$ umfasst N Werte von $t_{i,j}^*$, wobei einzelne Werte mehrfach vorkommen können (Ziehen mit Zurücklegen). Für jede Stichprobe $b_{s,j}$ ($s = 1, \dots, S$) werden z_{b_s} und $\hat{\sigma}_{N,b_s}$ entsprechend den Formeln (13) und (14) berechnet und analog zu Formel (15) standardisiert. Diese standardisierten Werte werden, nachdem sie der Größe nach aufsteigend geordnet wurden, schließlich zur Abbildung der empirischen Verteilung herangezogen.

Um nun die Nullhypothese, wonach an einem bestimmten Tag des Ereignis-Zeitfensters keine durchschnittliche abnormale Rendite vorliegt, zum Signifikanzniveau α zu überprüfen, bildet man den unkritischen Bereich $UK = [z^{\alpha/2}; z^{(1-\alpha/2)}]$. Wird für α beispielsweise 5% gewählt, so werden für die Ermittlung von UK bei 1000 Stichproben die jeweils 25 kleinsten bzw. 25 größten Realisationen exkludiert. Die Schranken von UK stellen somit das 2,5% und 97,5% Quantil dar. Liegt die parametrische Statistik (15) innerhalb von UK , so kann die Nullhypothese nicht verworfen werden, anderenfalls liegt eine zum Niveau α signifikante durchschnittliche abnormale Rendite vor. In Tabelle 5 werden die Ergebnisse der Bootstrap-Testverfahren für die vorliegenden Daten clusterweise ausgewiesen.

Tabelle 5

Bootstrap-Ergebnisse für die abnormalen Renditen über das Ereignis-Zeitfenster

| Tag t | Dividendenerhöhungen | | | Konstante Dividenden | | | Dividendenreduktionen | | |
|---------|----------------------|-------------|-----------|----------------------|-------------|-----------|-----------------------|-------------|-----------|
| | $z^{0,025}$ | $z^{0,975}$ | $z_{(2)}$ | $z^{0,025}$ | $z^{0,975}$ | $z_{(2)}$ | $z^{0,025}$ | $z^{0,975}$ | $z_{(2)}$ |
| -2 | -2,068 | 1,916 | 1,625 | -2,082 | 1,897 | -1,318 | -1,907 | 2,219 | -0,839 |
| -1 | -2,028 | 1,954 | 1,548 | -2,040 | 1,966 | -0,235 | -2,052 | 2,065 | -0,226 |
| 0 | -1,960 | 2,023 | 3,837* | -1,812 | 2,211 | -0,431 | -1,800 | 2,493 | -2,134* |
| 1 | -2,021 | 1,972 | 0,796 | -2,067 | 1,944 | 0,411 | -1,468 | 3,684 | -0,569 |
| 2 | -1,826 | 2,170 | 1,063 | -2,109 | 1,889 | -1,413 | -1,739 | 2,740 | -0,373 |

* 5% Signifikanzniveau

Die ermittelten Ergebnisse bestätigen die Signifikanz der abnormalen Renditen am Ankündigungstag $t = 0$ im Cluster Dividendenerhöhung sowie Dividendenreduktion. Für alle übrigen Tage des Ereignis-Zeitfensters liegen die Teststatistiken $z_{(2)}$ in allen Clustern innerhalb des unkritischen Bereiches *UK*. Somit lassen sich für diese Tage keine signifikanten abnormalen Renditen nachweisen.

6. Zusammenfassung

Ereignisstudien zählen zu den wichtigsten Instrumenten der empirischen Kapitalmarktforschung. Abnormale Renditen, die auf bestimmte Ereignisse zurückzuführen sind, werden häufig unter Verwendung des Markt-Modells bestimmt. Aus der vorliegenden Studie geht hervor, dass ein um Dummy-Variable erweitertes Markt-Modell eine bessere Alternative zur Beschreibung des Renditeprozesses von Aktien darstellt. Außerdem wird gezeigt, dass Finanzzeitreihen die statistischen Annahmen von Regressionsmodellen oftmals nicht erfüllen, weswegen der Einsatz nicht-parametrischer Testverfahren (wie zum Beispiel Rang-Test oder Bootstrap Verfahren) empfehlenswert ist. Anhand einer Literaturanalyse und den empirischen Ergebnissen in der vorliegenden Studie zeigt sich die Überlegenheit dieser nicht-parametrischen gegenüber den parametrischen Testverfahren.

Im Rahmen einer empirischen Studie zum Dividendenankündigungseffekt auf dem österreichischen Aktienmarkt lässt sich anhand der angewendeten parametrischen und nicht-parametrischen Tests belegen, dass angekündigte Dividendenenerhöhungen von den Investoren als positives und Dividendensenkungen als negatives Signal interpretiert werden. Aus der Tatsache, dass abnormale Renditen nur an den unmittelbaren Ankündigungstagen (und nicht auch danach) beobachtet werden, lässt sich schließen, dass Investoren bewertungsrelevante Informationen noch am gleichen Tag der Ankündigung verarbeiten.

Verzeichnis der zitierten Literatur

- [1] Aharony J., Swary I.: *Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis*, "Journal of Finance" 1980, 35, s. 1–12.
- [2] Allen F., Bernardo A.E., Welch I.: *A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles*. "Journal of Finance" 2000, 55, s. 2499–2536.
- [3] Allen F., Michaely R.: *Dividend Policy*. Jarrow R.A., Maksimovic V., Ziemba W.T. (eds.): *Handbook in Operations Research and Management*. vol. 9. North-Holland, Amsterdam 1995, s. 793–837.
- [4] Amihud Y., Murgia M.: *Dividends, taxes, and signaling: evidence from Germany*. "Journal of Finance" 52, 1997, s. 397–408.

- [5] Asquith P., Mullins D.W.: *The impact of initiating dividend payments on shareholders' wealth*. "Journal of Business" 1983, 56, s. 77–96.
- [6] Bhattacharya S.: *Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy*. "Bell Journal of Economics" 1979, 10, s. 259–270.
- [7] Binder J.J.: *The Event Study Methodology since 1969*. "Review of Quantitative Finance and Accounting" 1998, 11, s. 111–137.
- [8] Boehmer E., Musumeci J., Poulsen A.B.: *Event-Study Methodology under Conditions of Event-Induced Variance*. "Journal of Financial Economics" 1991, 30, s. 253–272.
- [9] Brown S.J., Warner J.B.: *Using Daily Stock returns: The Case of Event Studies*. "Journal of Financial Economics" 1985, 14, s. 3–31.
- [10] Corrado C.J.: *A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies*. "Journal of Financial Economics" 1989, 23, s. 385–395.
- [11] Dhillon U.S., Johnson H.: *The Effect of Dividend Changes on Stock and Bond Prices*. "Journal of Finance" 1994, 49, s. 281–289.
- [12] Dyl E.A., Weigand R.A.: *The information content of dividend initiations: Additional evidence*. "Financial Management" 1998, 27, s. 27–35.
- [13] Efron B., Tibishirani R.J.: *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman and Hall, New York 1993.
- [14] Fama E.F., Fisher L., Jensen M., Roll R.: *The Adjustment of Stock Prices to New Information*. "International Economic Review" 1969, 10, s. 1–21.
- [15] Fama E.F.: *Efficient Capital Markets: II*. "Journal of Finance" 1991 46, s. 1575–1617.
- [16] Fox J.: *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*. SAGE Publications, Thousand Oaks, London, New Delhi 1997.
- [17] Frankfurter G.M., McGoun E.G.: *The Event Study: An Industrial Strength Method*. "International Review of Financial Analysis" 1993, 2, s. 121–141.
- [18] Frankfurter G.M., Wood Jr. B.G.: *Dividend policy theory and their empirical tests*. "International Review of Financial Analysis" 2002, 11, s. 111–138.
- [19] Gerke W., Oerke M., Sentner A.: *Der Informationsgehalt von Dividendenänderungen auf dem deutschen Aktienmarkt*. "Die Betriebswirtschaft" 1997, 57, s. 810–822.
- [20] Jaffe J.F.: *Special Information and Insider Trading*. "Journal of Business" 1974, 47, s. 410–428.
- [21] Jensen M.C.: *Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers*. "American Economic Review" 1986, 76, s. 323–329.
- [22] John K., Williams J.: *Dividends, dilution, and taxes: A signaling equilibrium*. "Journal of Finance" 1985, 40, s. 1053–1070.
- [23] Lang L.H.P., Litzenberger R.H.: *Dividend announcements: Cash flow signaling vs. free cash flow hypothesis*. "Journal of Financial Economics" 1989, 24, s. 181–191.

- [24] Lonie A.A. et al.: *The stock market reaction to dividend announcements – A UK study of complex market signals*. “Journal of Economic Studies” 1996, 23, s. 32–52.
- [25] MacKinlay A.C.: *Event Studies in Economics and Finance*. “Journal of Economic Literature” 1997, 35, s. 13–39.
- [26] Mandelker G.: *Risk and return: The Case of Merging Firms*. “Journal of Financial Economics” 1974, 1, s. 303–335.
- [27] McWilliams T.P., McWilliams V.B.: *Another Look at Theoretical and Empirical Issues in Event Study Methodology*. “Journal of Applied Business Research” 2000, 16, s. 1–11.
- [28] Miller M.H., Modigliani F.: *Dividend policy, growth and the valuation of shares*. “Journal of Business” 1961, 34, s. 411–433.
- [29] Miller M.H., Rock K.: *Dividend policy under asymmetric information*. “Journal of Finance” 1985, 40, s. 1031–1051.
- [30] Ofer A.R., Thakor A.V.: *A theory of stock price responses to alternative corporate cash disbursement methods: stock repurchases and dividends*. “Journal of Finance” 1987, 42, s. 365–394.
- [31] Patell J.N.: *Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests*. “Journal of Accounting Research” 1976, 14, s. 246–276.
- [32] Röder K.: *Die Informationswirkung von Ad hoc-Meldungen*. “Zeitschrift für Betriebswirtschaft” 2000 70, s. 567–593.
- [33] Sharpe W.F.: *A Simplified Model for Portfolio Analysis*. “Management Science” 1963 9, s. 277–293.
- [34] Strong N.: *Modelling Abnormal Returns: A Review Article*. “Journal of Business” & Accounting” 1992 19, s. 533–553.