

Ankündigungseffekte von Barkapitalerhöhungen
deutscher Aktiengesellschaften
im Zeitraum von 1973 bis 1994

Oliver Ehrenberg*
Siegfried Trautmann**

Mai 1996

* Flemings, 25 Cophall Avenue, London EC2R 7DR, England, Telefon: (0044)01713828075

** Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Lehrstuhl für Finanzwirtschaft
Jakob-Welder Weg 9, D-55099 Mainz, Deutschland,
Telefon: (0049)6131 / 39-3761, email : traut@fin.bwl.uni-mainz.de

INHALTSVERZEICHNIS

EINFÜHRUNG	1
HYPOTHESEN ZUM ANKÜNDIGUNGSEFFEKT	2
KAPITALSTRUKTURHYPOTHESEN: STEUERN, INSOLVENZ- UND AGENCY-KOSTEN.....	2
PREISDRUCK- UND INFORMATIONSBEDINGTE VOLUMENEFFEKTE	4
INFORMATIONSHYPOTHESEN.....	7
ERGEBNISSE BISHERIGER UNTERSUCHUNGEN	10
DATENAUSWAHL UND UNTERSUCHUNGSaufbau	12
DATENAUSWAHL.....	12
UNTERSUCHUNGSaufbau	15
ÜBERRENDITEN FÜR AUSGEWÄHLTE TEILSTICHPROBEN	21
EINFLUß DES RELATIVEN BEZUGSPREISES	22
EINFLUß DER ANZAHL NEUER AKTIEN.....	23
DER EINFLUß DES RELATIVEN EMISSIONSVOLUMENS	24
DER EINFLUß DES ABSOLUTEN EMISSIONSVOLUMENS.....	25
DER EINFLUß DER UNTERNEHMENSGRÖßE.....	26
DER EINFLUß DES STICHPROBENZEITRAUMS	27
ZUSAMMENFASSEnde BEURTEILUNG.....	30
STATISTISCH SIGNIFIKANTE ERKLÄRUNGSVARIABLEN FÜR DIE ÜBERRENDITE	31
EMPIRISCHE RELEVANZ DER HYPOTHESEN ZUM ANKÜNDIGUNGSEFFEKT	41
ZUSAMMENFASSUNG	45

1 Einführung

Kapitalerhöhungen gegen Bareinlagen belasten den Aktienkurs. Auslöser des Preisdrucks ist das zusätzliche Angebot an neuen Aktien bei unveränderter Nachfrage. Diese Meinung wird insbesondere von erfahrenen Marktteilnehmern immer wieder geäußert. Brakmann (1993) kommt hingegen in der bisher einzigen empirischen Studie für den deutschen Aktienmarkt zum gegenteiligen Ergebnis. Bei 126 Ankündigungen von Barkapitalerhöhungen deutscher Aktiengesellschaften zwischen 1978 und 1988 kommt es zu einer statistisch signifikanten durchschnittlichen Überrendite in Höhe von 1,13% am Ankündigungstag.¹ Die vorliegende Studie untersucht die Auswirkung der Ankündigung von 411 Bezugsrechtsemissionen deutscher Aktiengesellschaften im Zeitraum von 1973 bis 1994. Der 22-jährige Untersuchungszeitraum sowie der vergleichsweise hohe Stichprobenumfang dieser bisher umfassendsten Studie zu diesem Thema läßt auch eine differenziertere Untersuchung der Einflußfaktoren des Ankündigungseffektes sowie seiner zeitlichen Stabilität zu. So können z.B. bezüglich der Unternehmensgröße und des Betrachtungszeitraums genügend große Teilstichproben gebildet werden. Erwartungsgemäß lassen sich dann je nach Teilstichprobe sowohl positive als auch negative Ankündigungseffekte - im Unterschied zur oben genannten Studie von Brakmann (1993) - nachweisen.

In der Literatur werden zur Erklärung der Kursreaktionen Kapitalstruktur-, Preisdruck- und Informationseffekte diskutiert. Nach den Ergebnissen der vorliegenden Arbeit ist den Kapitalstrukturklärungen keine Bedeutung beizumessen. Informations- und Preisdruckeffekte hingegen spielen die entscheidende Rolle bei der Deutung der Ergebnisse. Ferner weist die vorliegende Untersuchung bei mittelgroßen Aktiengesellschaften Überrenditen in den Tagen nach der Ankündigung nach, die auf Informationsineffizienz bei diesen Titeln schließen lassen.

Im zweiten Abschnitt dieser Arbeit wird zunächst der Stand der theoretischen Diskussion über die Auswirkungen von Barkapitalerhöhungen erläutert. Letzteres erfordert eine Beschreibung der sogenannten Kapitalstruktur-, Informations- und Preisdruckhypothesen.

Anschließend werden die Ergebnisse bisheriger Studien kurz zusammengefaßt, bevor im vierten Abschnitt Datenauswahl und Aufbau der eigenen Untersuchung vorgestellt werden. Die empirischen Ergebnisse werden dann im fünften Abschnitt, dem Hauptteil der Arbeit, in Form von Überrenditen von nach verschiedenen Kriterien gebildeten Teilstichproben dargestellt. Abschließend werden die Ergebnisse einer Regressionsanalyse beschrieben, die einige für die Ankündigung signifikante Erklärungsvariable nachweist. Schließlich werden die vorliegenden Ergebnisse diskutiert und es wird überprüft, inwieweit sie die Eingangs genannten Hypothesen stützen.

2 Hypothesen zum Ankündigungseffekt

Die bei Barkapitalerhöhungen dem Unternehmen zufließenden Emissionserlöse können *substitutiv* oder *additiv* verwendet werden. Bei einer substitutiven Verwendung wird mit dem Emissionserlös Fremdkapital zurückgezahlt, während bei einer additiven Verwendung neue Investitionen finanziert werden. Diese zweifache Verwendungsmöglichkeit macht die isolierte Überprüfung der folgenden Hypothesen schwierig. So können z. B. Kursreaktionen nur dann eindeutig auf Kapitalstruktureffekte zurückgeführt werden, wenn der Emissionserlös substitutiv verwendet wird. Im anderen Falle spielt zusätzlich die Einschätzung der durchzuführenden Investitionen eine Rolle.

2.1 Kapitalstrukturhypothesen: Steuern, Insolvenz- und Agency-Kosten

Die Formulierung der nachfolgenden Kapitalstrukturhypothesen unterstellt eine substitutive Verwendung des Emissionserlöses. Modigliani/Miller (1958) zeigen unter der Annahme friktionsloser Kapitalmärkte (z. B. keine Steuern, keine Transaktionskosten), daß alle Finanzierungsentscheidungen des Unternehmens für den Unternehmenswert irrelevant sind. Bekanntlich kann bereits wegen steuerlichen Gesichtspunkten nicht davon ausgegangen werden, daß die Irrelevanzthese Gültigkeit hat. Eigenkapital ist gegenüber Fremdkapital z. B. bezüglich der Gewerbe- und Vermögensteuer benachteiligt. Es müßte bei der Ankündigung einer Emission per se mit einem negativen Kurseffekt gerechnet werden, wenn der Emissionserlös zur Rückzahlung von Fremdkapital verwendet wird.

¹ Gebhardt/Entrup/Heiden (1994) untersuchen den Ankündigungseffekt bei Kapitalerhöhungen aus *Gesellschaftsmitteln* deutscher Aktiengesellschaften im Zeitraum von 1980 bis 1990. Bei 55 untersuchten Ankündigungen ermitteln sie eine statistisch signifikante mittlere Ankündigungsrendite von 3,51%. Bei 14 weiteren Ankündigungen erfolgt gleichzeitig eine Kapitalerhöhung gegen Bareinlagen.

Insolvenzkosten aufgrund der Übertragung der Vermögensgegenstände auf die Gläubiger im Falle eines Konkurses reduzieren den Unternehmenswert zu Lasten der Gläubiger. Diese lassen sich dafür entsprechend der von ihnen erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeit durch einen höheren Zins entschädigen, was den Unternehmenswert verringert. Bei der Ankündigung einer Barkapitalerhöhung sollte es zu positiven Kurseffekten kommen, weil die Emissionserlöse bei substitutiver Verwendung den Verschuldungsgrad und damit die erwarteten Insolvenzkosten verringern.

Manager des Unternehmens vertreten nicht notwendigerweise die Interessen der Aktionäre. Verfolgen erstere eigene Interessen, die denen der Eigentümer entgegenstehen, so entstehen eigenfinanzierungsbedingte Agency-Kosten. Bei erfolgsabhängiger Entlohnung besteht für das Management ein Anreiz, nach Durchführung der Finanzierung die Investitionspolitik zu verändern und risikoreichere Projekte durchzuführen, die für die Aktionäre das Anlagerisiko erhöhen. Die Vermögensposition der Aktionäre verschlechtert sich, wenn sie einen geringen, sicheren Gewinn gegenüber einem höheren, unsicheren präferieren. Das Vertrauensverhältnis zwischen Gläubigern und Management andererseits steht im Mittelpunkt, wenn untersucht wird, ob gemeinsame Interessen der Aktionäre und der Manager nach der Fremdfinanzierung zu einer Änderung des Investitionsprogrammes zu Lasten der Gläubigerposition führen können. Bestehen solche eigen- oder fremdfinanzierungsbedingten Agency-Probleme, dann kann umgekehrt die Art der Finanzierung das Investitionsprogramm bestimmen. Es kann in Abhängigkeit von der Finanzierung zu Kurseffekten kommen.

In Anlehnung an Asquith/Mullins (1986) und Masulis/Korwar (1986) wird in dieser Arbeit stellvertretend für die Veränderung des marktwertbezogenen Verschuldungsgrades das relative Emissionsvolumen (der Quotient aus dem absoluten Emissionsvolumen und dem Wert des ausstehenden Eigenkapitals) herangezogen. Unsere Alternativhypothesen lauten dann wie folgt:

H₁: Ein hohes relatives Emissionsvolumen reduziert den Marktwert des Eigenkapitals
(aufgrund von Steuern und eigenfinanzierungsbedingten Agency-Kosten).

Hier ist die mittlere Ankündigungsrendite von 2,23% ebenfalls statistisch signifikant auf dem 1%-Niveau.

H2: Ein hohes relatives Emissionsvolumen erhöht den Marktwert des Eigenkapitals
(aufgrund von Insolvenzkosten und fremdfinanzierungsbedingten Agency-Kosten).

Bei additiver Verwendung des Emissionserlöses können auftretende Kursreaktionen nicht eindeutig den Kapitalstrukturhypothesen zugeordnet werden. Da uns über die Art der Verwendung der Emissionserlöse keine Informationen vorliegen, müssen wir annehmen, daß sie zumindest teilweise additiv verwendet werden. Auch der Grenzsteuersatz der Aktionäre muß von der Unternehmensleitung in Hinblick auf die optimale Kapitalstruktur beachtet werden. Wenn eine genügend hohe Zahl von Anteilseignern aufgrund ihrer persönlichen Steuersätze davon profitiert, kann eine Kombination der Kapitalmaßnahme mit der Ausschüttung einer Dividende sinnvoll sein.²

2.2 Preisdruck- und informationsbedingte Volumeneffekte

Hypothesen über Volumeneffekte führen die Ankündigungsreaktion auf die Relevanz des ausmachenden Betrages zurück. Ein großes Emissionsvolumen wird nach diesen Theorien vom Markt negativ aufgenommen, weil beim betreffenden Wertpapier ein kurz- oder langfristiger Angebotsüberhang entsteht (Preisdruck) oder weil den Marktteilnehmern mit dem großen Emissionsvolumen negative Informationen übermittelt werden (informationsbedingter Volumeneffekt).

Scholes (1972) diskutiert, ob die Nachfragekurve nach Aktien horizontal oder fallend verläuft. Hat sich am Markt ein Gleichgewichtspreis gebildet, und das Unternehmen erhöht durch eine KE das Angebot an Aktien, so würde eine Kursreaktion, die in ihrem Ausmaß mit dem Emissionsvolumen negativ korreliert ist, auf eine fallende Nachfragekurve hindeuten. Der Gleichgewichtspreis muß sinken, damit sich Käufer für das zusätzliche Angebot finden (price-pressure hypothesis). Allerdings sind Aktien keine gewöhnlichen Güter, die produziert werden und deren Preis durch einen Produktionsvorgang determiniert werden könnte, sondern sie verbiefen Rechte auf Beteiligung an den zukünftigen, erwarteten Zahlungsüberschüssen des Unternehmens. Andere Aktien, bei denen die gleichen Zahlungen erwartet werden, wären perfekte Substitutivgüter und hätten denselben Preis. Fällt der Preis

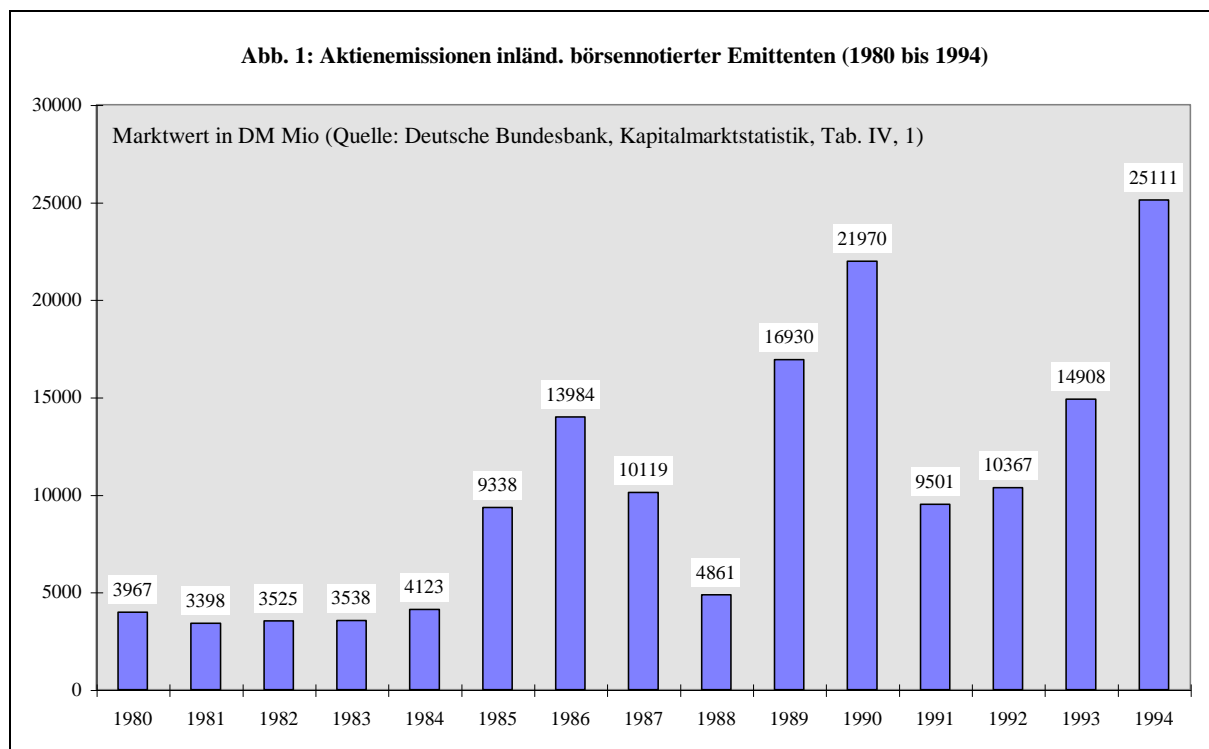
² Ausländische Anleger, die am Anrechnungsverfahren der Körperschaftsteuer nicht teilnehmen können, werden bei ausschließlicher Betrachtung steuerlicher Gründe eine Kapitalerhöhung in Deutschland immer negativ bewerten.

einer Aktie nur wegen eines höheren Angebots, so könnten die Eigentümer der Substitutivgüter ihre Vermögensposition durch Verkauf ihrer Aktien und Kauf der neuen Aktien verbessern. Diese Arbitragemöglichkeit müßte einen Preisdruck verhindern und führt zur Annahme einer horizontalen Nachfragekurve nach Aktien (substitution hypothesis). Bedingung dafür ist allerdings, daß die Marktteilnehmer homogene Erwartungen über die Zukunft besitzen und keine Transaktionskosten existieren. Haben sie unterschiedliche Erwartungen, so gibt es keine perfekten Substitutivgüter. Existieren Transaktionskosten, so ist eine gewinnbringende Arbitrage nicht in allen Fällen möglich. Wird zusätzlich bei kleinen, marktengen Titeln mit möglichen Großaktionären von der Annahme der Unbeeinflußbarkeit der Preise abgesehen, so könnte es theoretisch auf einem unvollkommenen Kapitalmarkt zu Preisdruckeffekten kommen. Die Marktteilnehmer würden diese bei der Emission auftretenden Effekte bereits zum Ankündigungszeitpunkt antizipieren.

Barclay/Litzenberger (1988, S. 75) unterscheiden zwei Formen des Preisdrucks. Die „Downward sloping demand curve hypothesis“ geht von einem unvollständigen Kapitalmarkt aus. Die Investoren haben unterschiedliche Erwartungen über die Zukunft des Unternehmens und damit unterschiedliche Vorbehaltspreise beim Kauf der Aktien. Werden diese aggregiert, so entsteht eine fallende Nachfragekurve. Der Emittent kann neue Aktien nur unter Inkaufnahme eines niedrigeren Aktienkurses verkaufen. Die Verringerung des Aktienkurses bei Erhöhung des Angebots ist permanenter Natur und positiv korreliert mit dem Volumen der Emission. Zimmermann (1986, S. 195) nennt als weiteren Grund für eine geneigte Nachfragekurve die geringe Liquidität insbesondere der Aktien von Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung. Der Kreis möglicher Käufer ist verhältnismäßig klein, größere Aktienpakete mögen von Investoren aus Gründen unternehmerischer Einflußnahme (unverkäuflich) gehalten werden. Die „Transaction cost hypothesis“ sagt auch dann einen temporären Preisdruckeffekt voraus, wenn fast perfekte Substitute der Aktien vorhanden wären. Er resultiert daraus, daß den Investoren bei der Anpassung ihrer Portfolios Transaktionskosten entstehen. Die negative Kursreaktion entschädigt genau für diese Kosten. Der Gleichgewichtspreis der Aktien ändert sich jedoch nicht; er erreicht wieder das Ausgangsniveau, sobald die Portfolios nach der Emission adjustiert worden sind.

Beide Preisdrucktheorien schließen sich nicht gegenseitig aus. Denkbar wäre eine negative Kursreaktion aufgrund des Zusammenwirkens beider Effekte, die einige Zeit nach der

Ankündigung um den durch den temporären Transaktionskosteneffekt ausgelösten Teil der negativen Reaktion korrigiert werden würde. Ein Preisdruckeffekt wäre bei einer freien Emission wie auch bei einer Bezugsrechtsemission zu erwarten, da in beiden Fällen das Angebot an Aktien steigt. Für Zimmermann (1986, S. 207) hängen Volumeneffekte weiterhin von der Aufnahmebereitschaft des Marktes ab, die aus der allgemeinen Börsensituation resultiert. In diesem Zusammenhang kann vermutet werden, daß die Inanspruchnahme des Kapitalmarktes durch Aktienemissionen eine Rolle spielt. Abb. 1, die die Entwicklung des Emissionsvolumens börsennotierter inländischer Kapitalgesellschaften von 1980 bis 1994 zeigt, verdeutlicht die Zunahme der Kapitalmarktbelastung zwischen Mitte und Ende der 80er Jahre. Ist die Aufnahmebereitschaft des Marktes von Bedeutung für neue Emissionen, so dürfte ein Volumeneffekt insbesondere ab diesem Zeitpunkt Relevanz besitzen. Scholes (1972, S. 182) schreibt dem Emissionsvolumen einen um so negativeren Informationsgehalt zu, je größer es ist. Dem Verkäufer eines großen Aktienpaketes unterstellt er den Besitz von Informationen, die den anderen Investoren nicht bekannt sind. Der Verkauf dieses Paketes signalisiert die Überbewertung der Aktien und führt zu einem Sinken des Aktienkurses um einen Betrag, der dem Wert des Informationsvorsprungs entspricht.



Die Anpassung ist permanenter Natur; ihre Auswirkungen entsprechen folglich denen der Hypothese des permanenten Preisdrucks. Die Informationssuche ist kostenintensiv und ist

deshalb Investoren mit kleineren Aktienpaketen weniger wichtig. Scholes unterstellt letzteren beim Verkauf von Aktien eine andere Motivation, die er als „Portfolio-Anpassung“ bezeichnet (z. B. Verkäufe zu Konsumzwecken). Diese Anpassungen übertragen keine Informationen über den Wert des Unternehmens. Der Verkauf der kleineren Pakete wird deshalb von einem geringeren Absinken des Kurses begleitet.

Es muß empirisch geklärt werden, ob permanenter oder temporärer Preisdruck oder volumenbedingte Informationseffekte tatsächlich vorliegen. Zur Erfassung von Preisdruckeffekten wird hier der ausmachende Betrag der Transaktion, das absolute Emissionsvolumen, untersucht (Barclay/Litzenberger, 1988; Marsh, 1979; Zimmermann, 1986). Andere Autoren verwenden den Quotienten aus der Zahl neuer und alter Aktien (Hess/Bhagat 1986).

H₃: Ein hohes absolutes Emissionsvolumen reduziert den Marktwert des Eigenkapitals
(aufgrund von temporären oder permanenten Preisdruckeffekten).

2.3 Informationshypothesen

Zur Beurteilung der vom Unternehmen geplanten Investitionen benötigen die Marktteilnehmer Informationen, deren Suche Kosten mit sich bringt. Da die Marktteilnehmer unterschiedliche finanzielle Möglichkeiten haben, erreichen sie vermutlich nicht den gleichen Informationstand. Eng verknüpft damit ist die Frage, wie gut der Kontakt der Aktionäre zum Management des Unternehmens ist, von dem erwartet werden kann, daß es über das Unternehmen die verlässlichsten Informationen besitzt. Es ist insgesamt wahrscheinlich, daß sich unter den Marktteilnehmern verschiedene Erwartungen über den Wert des Unternehmens bilden. Insbesondere bei großen Publikumsgesellschaften haben die Manager mehr Wissen über bewertungsrelevante Sachverhalte als die Aktionäre. Aus dieser „hidden information“ resultierende Asymmetrien führen möglicherweise dazu, daß nur die Manager, nicht aber die Aktionäre die Vorteilhaftigkeit eines Investitionsprojektes beurteilen können. Gelingt es den Managern nicht, die Qualität des Projektes zu vermitteln, so werden die Aktionäre die Eigenfinanzierung erschweren, obwohl es sich um eine ihrer eigenen Vermögensvermehrung dienende Maßnahme handelt. Es entstehen „adverse selection costs“ zu Lasten der Altaktionäre. In einer empirischen Untersuchung sind Informationseffekte schwer zu quantifizieren, weil Agency-Kosten nicht direkt meßbar sind. Als Hilfsvariable kann wiederum das absolute Emissionsvolumen verwendet werden, wenn angenommen wird, daß die Höhe der Agency-

Kosten hierzu in etwa proportional ist. Je größer eine mögliche Informationsasymmetrie ist, desto weniger werden Aktionäre bereit sein, größere Positionen an neuen Anteilen zu übernehmen. Die erste Hypothese zur Untersuchung von Informationseffekten lautet demnach:

H4: Ein hohes absolutes Emissionsvolumen reduziert den Marktwert des Eigenkapitals
(aufgrund von Informationsasymmetrien zwischen Managern und Aktionären).

Mit „Signalling“-Ansätzen wird die Eignung möglicher Signale zum Abbau dieser Informationsasymmetrien untersucht. Um ein tatsächlich rentables Projekt bekanntzumachen, sollte das Management ein Signal senden, was sich kein anderes Unternehmen mit einem unrentablen Projekt in derselben Situation leisten könnte. Die Glaubwürdigkeit der vom Management gesendeten Signale hängt also auch von den damit verbundenen Kosten ab.

Bereits Miller/Modigliani (1961, S. 430) haben auf die Bedeutung der Dividende als Signal hingewiesen. Miller/Rock (1985, S. 1031) entwickelten ein „Signalling“-Modell, indem eine unerwartete Dividendenänderung die korrigierten Gewinnerwartungen der Manager wiedergibt. Bei den Marktteilnehmern bilden sich Erwartungen über die Höhe der zukünftigen Nettodividende (Dividendenzahlungen minus Kapitalerhöhungen), die den Cash-Flow des Unternehmens widerspiegelt. Wird eine Dividendenerhöhung angekündigt, so sehen sie darin ein Signal, daß der erwartete Cash-Flow übertroffen wurde, was positive Ankündigungseffekte zur Folge hat. Wird eine Kapitalerhöhung angekündigt, so tritt das Gegenteil ein. Treten beide Ereignisse gleichzeitig ein, so entscheidet der stärkere Effekt. Hier liegt der bedeutende Vorteil von Bezugsrechtsemissionen gegenüber freien Emissionen, denn das Bezugsrecht kann, ähnlich wie die Dividende im beschriebenen Modell, die Signalfunktion mittels gezielter Wahl der Emissionskonditionen übernehmen (Levy/Sarnat, 1971, S. 845 und Lehmann, 1978, S. 169). Ist die Kapitalerhöhung so gestaltet, daß der theoretische Wert des Bezugsrechts hoch ist, so wird sie zu einem c.p. relativ niedrigen Bezugspreis durchgeführt. Die Nettodividende fällt relativ hoch aus, da die Kapitalerhöhungskomponente niedrig ist. Die Marktteilnehmer korrigieren folglich ihre Erwartungen bezüglich des Cash-Flow nach oben.

Bei Bezugsrechtsemissionen in Deutschland tritt demnach mit den Bezugskonditionen eine weitere Erklärungsvariable für die Informationshypothese hinzu: Der Bezugspreis kann Signalfunktion übernehmen.

H₅: Ein niedriger Bezugspreis erhöht den Marktwert des Eigenkapitals

(aufgrund der signalisierten Güte des Investitionsprogrammes).

Dem Management ist es weiterhin möglich, mit der Wahl der Anzahl neuer Aktien ein Signal über die veränderten Gewinnerwartungen aus dem neuen Investitionsprojekt zu übermitteln. Das Signal ist in diesem Falle um so positiver zu interpretieren, je höher die Anzahl neuer Aktien ist. Kritisch ist dabei die Annahme einer konstanten Ausschüttungsquote und konstanter Stückdividenden.³ In einer empirischen Untersuchung mit 971 KE zwischen 1954 und 1975 konnte Böttcher (1980, S. 502) die Signalfunktion des Bezugspreises bestätigen. KE haben kurzfristig auf die Dividendenentwicklung keinen Einfluß. Deutsche Unternehmen senken ihre Stückdividende nach KE nur in 9,4% der Fälle, in 39,3% der Fälle bleibt sie konstant, in 51,2% der Fälle steigt sie sogar. Dividendenkontinuität ist demnach auch bei deutschen Kapitalgesellschaften die vorherrschende Ausschüttungspolitik. Die Annahmen, die dem veränderten Miller/Rock-Modell zugrunde liegen, scheinen realistisch; es ist theoretisch auf deutsche Kapitalgesellschaften übertragbar.

Ob der Anzahl neuer Aktien bei einer Bezugsrechtsemission Signalcharakter zukommt, wird im empirischen Teil der Arbeit untersucht. Die Marktteilnehmer werden dem Signal deshalb Glauben schenken, weil es von Unternehmen mit unrentablen Investitionsprojekten nicht ohne weiteres nachgeahmt werden kann. Die Ankündigung einer Bezugsrechtsemission, bei der das Unternehmen seine Aktienanzahl deutlich erhöht, sollte nach diesen Überlegungen c.p. positiver vom Markt bewertet werden als die Ausgabe von wenigen neuen Aktien.

H₆: Eine hohe Anzahl neuer Aktien erhöht den Marktwert des Eigenkapitals

(aufgrund des signalisierten, höheren, zukünftigen Ausschüttungsvolumens).

Bezugspreis und Anzahl neuer Aktien sollten dabei nicht isoliert voneinander betrachtet werden. Es kann unterstellt werden, daß die Unternehmen ihre Emissionsplanung am für neue Projekte benötigten Kapital orientieren. Eine Bezugsrechtsemission, bei der ein angestrebtes Emissionsvolumen realisiert werden soll, müßte gemäß H₅ und H₆ um so

³ Die von den meisten deutschen Unternehmen verfolgte Ausschüttungspolitik (Hort, 1984 und König, 1991, S. 1149) kann als Dividendenkontinuität bezeichnet werden.

positiver aufgenommen werden, je kleiner der Multiplikator "Bezugspreis" und je größer der Multiplikator "Aktienanzahl" ist.

2.4 Ergebnisse bisheriger Untersuchungen

Bei empirischen Untersuchungen zum Ankündigungseffekt lautet die Nullhypothese: *Die Ankündigung einer Barkapitalerhöhung führt zu keiner abnormalen Aktienrendite zum Zeitpunkt ihrer Bekanntgabe* (mittelstrenge Form der Informationseffizienzhypothese⁴). Die ersten Studien zum Ankündigungseffekt von Kapitalerhöhungen untersuchen die in den USA üblichen freien Emissionen. Die durchschnittliche Ankündigungsrendite ist negativ und liegt, je nach Studie, zwischen -2,98% und -4,28% (Asquith/Mullins 1986, Hess/Bhagat 1986, Kolodny/Suhler 1985, Masulis/Korwar 1986 und Mikkelson/Partch 1986).⁵ Auf europäischen Aktienmärkten sind Bezugsrechtsemissionen vorherrschend. Im folgenden sollen die Ergebnisse von Marsh (1979), Zimmermann (1986) und Brakmann (1993) erläutert werden, die den englischen, den schweizerischen und den deutschen Aktienmarkt in bezug auf Ankündigungseffekte bei Bezugsrechtsemissionen untersuchen. Insbesondere die letztgenannte Arbeit ist hier relevant, weil sie sich, wie die vorliegende, auf den deutschen Aktienmarkt bezieht.

Marsh (1979) benutzt bei seiner Untersuchung von 254 Bezugsrechtsemissionen für den Zeitraum von 1962 bis 1975 für den englischen Markt monatliche Renditen. Für den Ankündigungsmonat ermittelt er eine Rendite von +2,1% mit einer Standardabweichung von $\sigma = 0,9$ für sein gesamtes Sample. Auch in der Phase nach der Ankündigung ermittelt er signifikant positive abnormale Renditen, die sich bis zum neunten Monat nach der Ankündigung auf $KDAR_{0,+9M} = 9,9\%$ kumulieren.⁶ Obwohl sein Ergebnis der halbstrengen Kapitalmarkteffizienz widerspricht, möchte er sein Ergebnis wegen des „very large body of evidence supporting semi-strong form efficiency“ (Marsh 1979, S. 854) eher auf die Zusammenstellung seines Emittentensamples zurückführen.

⁴ Fama (1970, S. 383) unterscheidet drei Formen der Informationseffizienz des Kapitalmarktes: die schwache, die mittelstrenge und die strenge Form. Die mittelstrenge Effizienzhypothese postuliert, daß Aktienkurse bereits alle für die Unternehmensbewertung relevanten, öffentlich verfügbaren Informationen widerspiegeln.

⁵ Alle Studien untersuchen ähnliche Zeiträume von 1963 bis 1982. Für die Jahre nach 1982 liegen über freie Emissionen auf dem amerikanischen Aktienmarkt keine Untersuchungen vor.

⁶ $KDAR_{s,t}$ steht für die kumulierte durchschnittliche abnormale Rendite über den Zeitraum von s bis t.

Auch Zimmermann (1986) verwendet in seiner Studie über 122 Bezugsrechtsemissionen für den Zeitraum von 1973 bis 1983 für den schweizerischen Aktienmarkt monatliche Renditen. Im Ankündigungsmonat beträgt die Überrendite +2,01% mit t-Wert von 0,37. Für den zehnmonatigen Zeitraum vor der Ankündigung ermittelt er eine Rendite von $KDAR_{-10M,-1M} = 4,1\%$, für den zehnmonatigen Zeitraum danach von $KDAR_{+1M,+10M} = -4,2\%$. In einer Querschnittsregression wird der positive Einfluß der Höhe des Bezugsrechts auf die abnormale Ankündigungsrendite (t-Wert = 3,76) bestätigt. Desweiteren wird der Frage nachgegangen, ob der prozentuale Abschlag des Bezugsurses vom Kurs der Aktie vor Ankündigung eine signifikante Erklärungsvariable darstellt. Der Hypothese nach können sich Unternehmen mit schlechteren Aussichten hohe Bezugspreise weniger leisten als Unternehmen mit besseren Aussichten. Der positive Regressionskoeffizient stützt die These, ist aber nicht signifikant.

Brakmann (1993) untersucht 126 Bezugsrechtsemissionen im Zeitraum von 1978 bis 1988 für den deutschen Aktienmarkt. Auf Basis täglicher Renditen stellt er für die zweitägige Ankündigungsperiode einen positiven Kurseffekt fest, der +1,13% beträgt (t = 7,01). Der Markt ist informationseffizient, da in den zehn Tagen nach der Ankündigung keine statistisch signifikanten abnormalen Renditen mehr vorliegen. Brakmann bestätigt Zimmermann (1986) in der anschließenden Regressionsanalyse aber nur teilweise. Hinsichtlich des Zusammenhanges von Ankündigungsrendite und rechnerischem Bezugsrechtswert findet er in Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Zimmermann einen positiven Regressionskoeffizienten (t = 3.40). Hingegen ist das Ergebnis bezüglich des Bezugspreises diametral zu dem von Zimmermann: Brakmann (1993, S. 303) findet einen negativen Regressionskoeffizienten (t = -3.06). Unter Beachtung der inversen Beziehung zwischen Bezugsrechtswert und Bezugspreis entspricht dies einer Annahme unserer Hypothese H₅. Seinem Ergebnis nach ist das absolute Volumen als Erklärungsvariable nicht eindeutig (t = -1.91), steht aber mit dem Ankündigungseffekt in negativem Zusammenhang. Dies bedeutet eine Ablehnung der von uns mit H₃ und H₄ gekennzeichneten Alternativhypothesen. Die von uns mit H₁, H₂ und H₆ gekennzeichneten Alternativhypothesen wurden von Brakmann nicht getestet.

Die drei europäischen Studien zeigen, daß die Ankündigung einer Bezugsrechtsemission, im deutlichen Gegensatz zur Ankündigung einer freien Emission in den USA, positive Kurseffekte zur Folge hat. Dieses Ergebnis überrascht besonders, weil drei Studien über drei

relativ unterschiedliche Zeiträume und in unterschiedlichen Ländern darauf hindeuten, daß es sich nicht um eine „zufällige“ Abweichung von den negativen, amerikanischen Kapitalmarktreaktionen handelt. Es ist zu vermuten, daß Bezugsrechtsemissionen deshalb positiv vom Markt aufgenommen werden, weil mit ihnen zusätzlich ein Ausschüttungseffekt verbunden ist und/oder weil die Altaktionäre bevorrechtigte Bezieher der neuen Aktien sind. Auch Hietala/Löyhtyniemi (1992) kommen zum Ergebnis, daß die Emissionsform die Höhe der abnormalen Rendite maßgeblich beeinflusst und daß positive Überrenditen bei Bezugsrechtsemissionen auf die Anzahl neuer Aktien zurückzuführen sind. Letzteres signalisiert eine Erhöhung des Ausschüttungsvolumens.

3 Datenauswahl und Untersuchungsaufbau

3.1 Datenauswahl

Die vorliegende Untersuchung der Auswirkung der Ankündigung von Kapitalerhöhungen auf Börsenkurse erfaßt alle an der Frankfurter Wertpapierbörse zum 1.1.1995 im amtlichen Handel in DM notierten deutschen Aktien. Es handelt sich hierbei um insgesamt 333 verschiedene Aktiengattungen von 280 Unternehmen, die den von der Frankfurter Wertpapierbörse veröffentlichten „Composite Dax“ (CDAX), einen wertgewichteten Performanceindex, bilden.⁷ Für die Zusammenstellung der relevanten Kapitalerhöhungen wurde der Saling-Aktienführer und die Börsenzeitung verwendet. Nicht berücksichtigt wurden Kapitalerhöhungen im Rahmen derer Wandel- und/oder Optionsanleihen oder Genußscheine begeben wurden. Untersucht wurden ferner ausschließlich sogenannte Bar-kapitalerhöhungen (BKE), 190 Kapitalerhöhungen aus Gesellschaftsmitteln und Kapitalerhöhungen gegen Sacheinlage durch einen oder mehrere Aktionäre wurden nicht berücksichtigt. In diesen Zeitraum fallen drei Bezugsrechte von Gesellschaften auf Aktien ihrer Muttergesellschaften, die nicht in die Untersuchung aufgenommen wurden.⁸ Auch Kapitalerhöhungen ohne Bezugsrechte (sogenannte „freie Zeichnungsangebote“) blieben unberücksichtigt.⁹ Insgesamt erfüllen 732 BKE mit ex-Tag im Zeitraum zwischen dem 1.1.1973 und dem 31.12.1994 diese Kriterien. Um den Effekt der Ankündigung von BKE von anderen Ankündigungseffekten zu trennen war es ferner notwendig, 14 BKE auszusondern, deren Ankündigung mit der Ankündigung von Berichtigungsaktien durch

⁷ Hornbach Holding und Hornbach Baumarkt wurden als zwei getrennte Unternehmen behandelt.

⁸ Es handelt sich hierbei um Akzo Faser (1974), Edelstahlwerk Witten (1976, 1985) und Thyssen-Industrie (1976, 1985).

⁹ Beispielfhaft nur Pfeleiderer (1991).

dieselbe Gesellschaft zum selben ex-Tag zusammenfiel.¹⁰ Weitere 12 BKE wurden ausgesondert, weil gleichzeitig die Ankündigung einer Ausgabe von Berichtigungsaktien zu einem anderen ex-Tag als die BKE erfolgte.¹¹ In 6 Fällen wurde die Notierung der entsprechenden Gattung inzwischen eingestellt, obwohl die Gesellschaft auch heute noch mit mindestens einer anderen Gattung im CDAX vertreten ist.¹²

Das deutsche Aktienrecht verlangt, daß die Kapitalgesellschaft den Altaktionären bei der Ausgabe neuer Aktien ein Bezugsrecht gewährt. Die neuen Aktien werden normalerweise zu einem Ausgabekurs unter dem aktuellen Börsenkurs angeboten, mindestens aber zum Nennwert. In Ausnahmefällen, insbesondere bei KE zur Sanierung von Unternehmen, verpflichten sich Banken oder Großaktionäre zur Übernahme der neuen Aktien. Nur in diesem Fall kann ausnahmsweise der Emissionskurs über dem Börsenkurs der Altaktie liegen, da in jedem anderen Fall der Investor den Kauf der Altaktie bevorzugen würde (Unbeachtet bleiben eventuelle Dividendennachteile). Nach § 186 Abs. 3 S.1 AktG ist ein materieller Bezugsrechtsausschluß der Altaktionäre möglich, wenn das von einer $\frac{3}{4}$ -Mehrheit des bei der Beschlußfassung über die KE vertretenen Grundkapitals so beschlossen wird. Bei 5 BKE war dies der Fall, sie wurden von dieser Untersuchung ausgeschlossen.¹³

Es verbleiben 695 BKE, die den sachlichen Kriterien für eine Aufnahme in die Untersuchung genügen. Die historischen Aktienkurse wurden von der Deutschen Finanzdatenbank der Universität Karlsruhe (TH) zur Verfügung gestellt. Kriterium für die Aufnahme in die Untersuchung war weiterhin, daß die die Kapitalerhöhung betreffende Gattung zum Zeitpunkt der Ankündigung der Kapitalmaßnahme mindestens bereits 280 Börsentage in einem Segment des Börsenhandels notiert worden ist und die Kurse erhältlich sind. Nur so stand ein ausreichend langer Zeitraum zur Schätzung des Marktmodells (siehe Kap. 4.2) zur Verfügung. Ferner wurden mindestens 30 Kurse nach der Ankündigung benötigt. Insgesamt mußten wegen nicht erhältlicher Kursdaten 73 Ankündigungen ausgesondert werden. Unter den verbleibenden 622 Ankündigungen sind 49 Beobachtungswerte, bei denen eine Aktiengesellschaft mit Stamm- und Vorzugsaktien eine KE

¹⁰ Hochtief (1973), Aachener Rückversicherung (1977), RWE-DEA (1980), Herlitz St. (1980), Tarkett Pegulan (1981), Bilfinger & Berger (1982), Lahmeyer (1982), Rheinelektra (1983), Dyckerhoff & Widmann (1983), Thüga (1983), AMB (1987), Scor Deutschland (1990), AVA (1990), Sinner (1994).

¹¹ BMW St. (1974), Contigas (1974, 1981), KSB St. + Vz. (1975), Aesculap-Werke (1975), Dt. Centralboden (1979), Herlitz St.+ Vz. (1981), Allianz Leben (1982), Computer 2000 (1992), Württ. Versicherung (1992).

¹² Magdeburger Feuer (25% Einzahlung, 1982, 1986) und Victoria Holding (50% Einzahlung, 1974, 1976, 1978, 1983).

ankündigte. In diesem Falle wurden die Vorzugsaktien ausgesondert, um den jeweiligen Beobachtungswert im Gesamtsample nicht doppelt zu gewichten. Es verbleiben insgesamt 573 Ankündigungen zur Untersuchung, für die die Parameter des Marktmodells durch lineare Regression geschätzt wurden.

Bei Verwendung von Tagesdaten in einer Ereignisstudie müssen „Non-trading“-Probleme beachtet werden. Diese treten bei seltener gehandelten Aktien auf, für die nicht täglich ein Kurs ermittelt werden kann, zu dem Umsätze stattgefunden haben. Dimson (1979, S. 198) und vor ihm schon Scholes/Williams (1977, S. 309) weisen darauf hin, daß die notwendigen Parameter des Marktmodells zur Ermittlung der Gleichgewichtsrendite in solchen Fällen nicht richtig geschätzt werden. Problematisch ist dies für eine Studie wie die vorliegende, weil es möglich ist, daß die Ergebnisse auf eine statistische Eindeutigkeit der geschätzten Überrenditen hinweisen, die in Wirklichkeit nicht gegeben ist. Durch den seltenen Handel mit den Wertpapieren insbesondere kleiner Aktiengesellschaften kommt es erstens zu positiver Autokorrelation zwischen den Renditen dieser Aktien und der Indexrendite, weil sich für den Gesamtmarkt bewertungsrelevante Informationen nicht in allen Wertpapierkursen gleich schnell niederschlagen. Zweitens werden Informationen schneller bei den Aktien berücksichtigt, die häufiger gehandelt werden, so daß es zu positiver Kreuzkorrelation zwischen verschiedenen Aktienkursen kommt. Drittens schließlich wirkt der „Non-trading“-Effekt glättend auf die Indexrenditen selbst, wenn einige Wertpapierkurse sich auf die neue Information schneller anpassen als andere. Es kann gezeigt werden, daß diese Autokorrelation zur Unterschätzung der Gleichgewichtsrenditen führt. Dimson (1979, S. 199) diskutiert verschiedene Modelle, die die Marktparameter trotz geringer Umsatztätigkeit bei einer Aktie korrekt schätzen sollen. Er stellt fest, daß jedes dieser Verfahren nur unter bestimmten Voraussetzungen anwendbar ist, die einer Überprüfung bedürfen. In der vorliegenden Untersuchung hätte die Anwendung derartiger Korrekturverfahren den Rahmen gesprengt. Umsatzlose Tage einer Zeitreihe sind deshalb aus der Regression ausgeschlossen worden; die Parameter des Marktmodells sind über einen entsprechend längeren Zeitraum geschätzt worden. Das Portefeuille der 573 Ankündigungen wurde anschließend weiter reduziert, denn in 85 Fällen mangelte es dem Testwert t für den in der Regression geschätzten Marktmodellparameter β an statistischer Signifikanz auf dem 5%-Niveau ($\beta < 1,96$). Weitere 107 Beobachtungen verfehlen den Durbin-Watson-Test auf

¹³ AEG (1975), AGAB (1983), Otto Stumpf St. + Vz. (1983), Reichelbräu (1984).

Autokorrelation der Residuen.¹⁴ Es verbleiben demnach nach Ausschluß dieser 162 Beobachtungen noch 411 Ankündigungen, die die Grundlage für die in Kap. 5 vorgestellten Auswertungen bilden.

Für die Untersuchung wurden Kassakurse aus der „Deutschen Finanzdatenbank der Universität Karlsruhe (TH)“ auf täglicher Basis verwendet. Dabei sind die Zeitreihen um Dividenden und Bezugsrechte bereinigt. Als repräsentativer Marktindex wurde der ebenfalls in der „Deutschen Finanzdatenbank“ verfügbare DAFOX-Index, ein marktbreiter, wertgewichteter Performance-Index, ausgewählt. Im DAFOX sind sämtliche an der Frankfurter Wertpapierbörse amtlich gehandelten deutschen Aktien, ausgenommen Reichsmark-Werte und junge Aktien mit gesonderter Notiz, enthalten. Seine Berechnung erfolgt wie beim DAX-Index als Laspeyres-Index mit Korrekturen für Dividendenzahlungen und Kapitalveränderungen und mit jährlicher Anpassung der Gewichte (Göpl/Schütz, 1992, S. 9 und S. 22).

3.2 Untersuchungsaufbau

Die Ankündigung einer Barkapitalerhöhung, die das für diese Untersuchung relevante Ereignis darstellt, kann verschiedene Formen annehmen. Größere Unternehmen geben die Maßnahme entweder in einer Pressekonferenz oder in einer Mitteilung an die Nachrichtenagenturen bekannt; seltener erfolgte im Beobachtungszeitraum die Ankündigung auf der Hauptversammlung des Unternehmens. In beiden Fällen ist jedoch mit einer Zeitungsmeldung in der Wirtschaftspresse am darauffolgenden Tag zu rechnen. Kleinere Gesellschaften melden ihre Kapitalerhöhungspläne üblicherweise an den „Bundesanzeiger“, hier erscheint eine Meldung in den Tageszeitungen mitunter erst Wochen später (dies gilt besonders von 1973 bis 1982). Es war deshalb sinnvoll, ein Organ der Wirtschaftspresse auszuwählen, welches die Ankündigungen aller Unternehmen angemessen berücksichtigt. Als geeignet hat sich die „Börsenzeitung“ erwiesen, die nicht nur über fast alle Ankündigungen in Form eines Zeitungsartikels berichtet, sondern auch zwei laufend aktualisierte Tabellen („Vorgesehene Bezugsrechte / Berichtigungsaktien“ und „Veröffentlichte Bezugsaufforderungen“) publiziert. Sie werden täglich mit Informationen aus dem „Bundesanzeiger“, den „Wertpapier-Mitteilungen“ und anderer Tagespresse erstellt. Somit ergibt sich für die Festlegung des genauen Ankündigungszeitpunktes die Regel, daß der

¹⁴ 30 Beobachtungen wurden aus beiden Gründen ausgeschlossen.

frühere Zeitpunkt von ‘Erscheinen in der Tabelle’ und ‘Artikel in der Börsenzeitung’ die maßgebliche Ankündigung darstellt. Unabhängig von der Art der Ankündigung stellt der Tag vor der Presseinformation den „Tag 0“ des Untersuchungszeitraums dar. Es wird hier dem Vorbild früherer Untersuchungen gefolgt und über die zweitägige Ankündigungsperiode, d. h. über $KDAR_{t_0,t_+1}$, berichtet.¹⁵ Die tägliche Rendite eines Wertpapiers i zum Zeitpunkt t kann wie folgt ermittelt werden:

$$r_{i,t} = \ln(K_{i,t}) - \ln(K_{i,t-1}).$$

In der gleichen Weise kann auch die tägliche Rendite eines Marktindex bestimmt werden. Um das abnormale Verhalten einer Wertpapierrendite nachzuweisen, muß eine Hypothese über die von den Marktteilnehmern erwartete Gleichgewichtsrendite $E(\tilde{r}_{i,t})$ aufgestellt werden. Brown/Warner (1980, S. 207) untersuchen die Eignung von verschiedenen Preisbildungsmodellen zur Berechnung der erwarteten Gleichgewichtsrendite $E(\tilde{r}_{i,t})$ ¹⁶. Für die vorliegende Untersuchung wurde das Marktmodell verwendet. Es ermittelt eine markt- und risikoadjustierte Gleichgewichtsrendite für das Wertpapier i wie folgt:

$$E(\tilde{r}_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot E(\tilde{r}_{m,t}) + \tilde{\epsilon}_{i,t}.$$

Die Gleichgewichtsrendite $E(\tilde{r}_{i,t})$ wird mittels einer wertpapierspezifischen, marktunabhängigen Komponente α_i und einer alle Titel betreffenden marktabhängigen Komponente β_i erklärt (vgl. Markowitz, 1959, S. 97-101). Die unbekannt Parameter α_i und β_i werden für jedes Wertpapier i mittels linearer Regression geschätzt. Dabei wird eine Normalverteilung der Aktienrenditen unterstellt, denn nur dann sind die mittels OLS-Methode geschätzten Parameter α_i und β_i diejenigen Koeffizienten, die den besten linearen Zusammenhang zwischen $\tilde{r}_{i,t}$ und $\tilde{r}_{m,t}$ beschreiben. Die Parameter werden für jedes Wertpapier i und jeden Ankündigungszeitpunkt i,t über einen dem Ereignis vorgelagerten Zeitraum, die Schätzperiode, ermittelt; es wird unterstellt, daß die ermittelten Werte für α_i und β_i im Zeitraum um

¹⁵ $KDAR_{t_0,t_1}$ steht für die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite über den Tag vor dem Erscheinen der Meldung in der „Börsenzeitung“ und dem Tag des Erscheinens. Die „Börsenzeitung“ ist eine Morgenzeitung und es ist zu vermuten, daß die Nachricht über die geplante Kapitalerhöhung regelmäßig bereits am Vortag die Marktteilnehmer aus anderen Quellen erreichte. Fraglich ist, ob die neue Information den Investoren noch vor Feststellung des für diese Untersuchung relevanten Einheitskurses bekannt wurde oder erst danach. Da die genaue Identifikation dieses Moments nicht möglich ist, wird über die kumulierte Überrendite von Tag t_0 und Tag t_1 berichtet.

das Ereignis, der Ereignisperiode, konstant bleiben. Die Trennung zwischen Schätz- und Ereignisperiode wird vorgenommen, weil durch das Ereignis selbst ein Strukturbruch in der Zeitreihe zustande gekommen sein kann, durch den sich β_i ändert. Auch bei der Wahl der Länge der Schätzperiode ist zu beachten, daß sich die Parameter α_i und β_i im Zeitablauf ändern können. Deshalb sollte der Schätzzeitraum nicht zu lang sein und in unmittelbarer Nähe der Ereignisperiode liegen. Für die vorliegende Untersuchung wurde unter Berücksichtigung der genannten Vorgaben der in Abb. 2 dargestellte Aufbau gewählt.

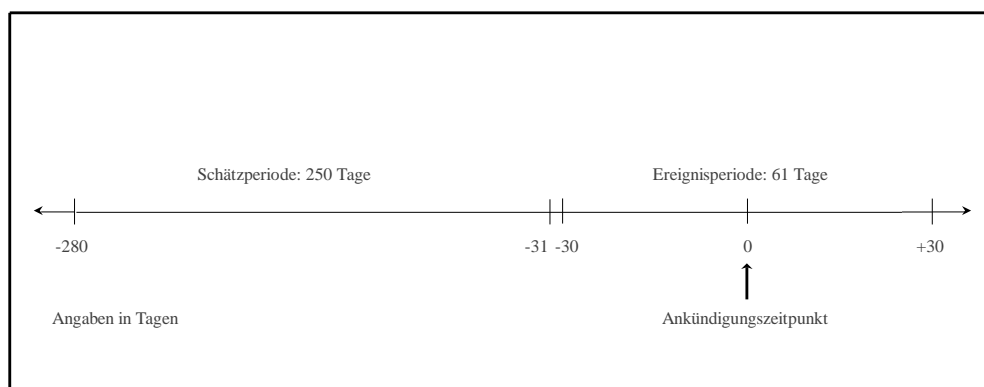


Abb. 2: Der Untersuchungsaufbau der vorliegenden Ereignisstudie

Der als „Tag 0“ gekennzeichnete Zeitpunkt ist der Tag der Ankündigung der KE. Die Parameter α_i und β_i werden für einen 250 Tagesrenditen umfassenden Schätzzeitraum ermittelt, der mit dem 31. Tag vor der Ankündigung beendet ist. Am 30. Tag vor der Ankündigung beginnt die Ereignisperiode, die 30 Tage nach Ankündigung beendet ist. Ein Untersuchungsaufbau in dieser Art ermöglicht die Beantwortung der Frage, inwieweit der Markt das bevorstehende Ereignis eskomptiert. Wurden die Koeffizienten α_i und β_i für den Schätzzeitraum ermittelt, so wird im nächsten Schritt die abnormale Rendite für jedes Wertpapier i und jeden Ankündigungszeitpunkt i,t berechnet. Eine beobachtete Differenz zwischen der tatsächlichen Rendite $r_{i,t}$ und der erwarteten Gleichgewichtsrendite wird als abnormale Rendite, kurz $AR_{i,t}$, bezeichnet. Formal:

$$AR_{i,t} = r_{i,t} - (\alpha_i + \beta_i \cdot r_{m,t}).$$

¹⁶ Welches der Preisbildungsmodelle zur Schätzung der Gleichgewichtsrendite ausgewählt wird, hat auf ihre Qualität nur geringen Einfluß (Brown/Warner 1980, S. 249). In Ausnahmefällen ist das Marktmodell dem Erwartungswert allerdings überlegen, z. B., wenn Ereignisse zeitabhängig sind.

Um aus den abnormalen Renditen für jedes Wertpapier i zu einer repräsentativen Aussage über alle Wertpapiere zu gelangen, wird für jeden Tag t innerhalb der Ereignisperiode das arithmetische Mittel über alle n Wertpapiere berechnet:

$$DAR_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n AR_{i,t}.$$

Die durchschnittliche, abnormale Rendite DAR_t wird zusätzlich noch über mehrere Tage der Ereignisperiode kumuliert, um die durchschnittliche Reaktion aller Wertpapiere über einen Zeitraum zu beschreiben. Die durchschnittliche, kumulierte abnormale Rendite $KDAR_{s,e}$ von Tag s bis Tag e ermittelt sich aus:

$$KDAR_{s,e} = \sum_{t=s}^e DAR_t.$$

Sind die Residuen der Regression autokorreliert, so sind α_i und β_i , nicht verlässlich in der Beschreibung des linearen Zusammenhangs zwischen $\tilde{r}_{i,t}$ und $\tilde{r}_{m,t}$. Als Folge davon können die Tests auf die Signifikanz der ermittelten Überrendite, die eine Normalverteilung der Residuen unterstellen, nicht mehr zuverlässig sein. Der Durbin-Watson-Test bietet die Möglichkeit, autokorrelierte Zeitreihen zu erkennen und aus der Untersuchung auszuschließen. Seine Teststatistik DW_i lautet für eine Regressionsperiode von n Tagen:

$$DW_i = \frac{\sum_{t=2}^n (e_{i,t} - e_{i,t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_{i,t}^2} \quad \text{mit} \quad 0 < DW_i < 4.$$

Es wird die Nullhypothese $H_0: \rho = 0$ (keine serielle Korrelation) gegen die Alternativhypothese $H_A: \rho \neq 0$ (serielle Korrelation) getestet. DW_i schwankt um den Wert 2; beim Extremwert 0 liegt eine stark positive, beim Extremwert 4 eine stark negative serielle Korrelation vor (Studenmund, 1992, S. 342). Für eine abhängige Variable (β_i) und $n = 250$ Beobachtungswerte wurden die Grenzen des zehnpromtigen, zweiseitigen Konfidenzintervalls mit den Werten für $n = 200$ approximiert. Die entsprechenden Grenzen lauten $dL = 1,758$ und $dU = 1,778$. Damit kann H_0 mit einer zehnpromtigen Irrtumswahrscheinlichkeit nicht abgelehnt werden, wenn $1,758 < DW_i < 2,242$ gilt.

Die ermittelte durchschnittliche abnormale Rendite DAR_t und die kumulierte, durchschnittliche abnormale Rendite $KDAR_{s,e}$ werden auf Signifikanz überprüft. Dazu werden ein herkömmlicher, parametrischer t-Test und ein nicht-parametrischer Rangplatztest verwendet. In beiden Fällen wird $H_0: DAR_t = 0$ bzw. $KDAR_{s,e} = 0$ getestet gegen $H_A: DAR_t \neq 0$ bzw. $KDAR_{s,e} \neq 0$. Zur Durchführung des t-Tests wird die Standardabweichung $S(AR_{i,t})$ der ermittelten Überrenditen für jedes Wertpapier i über alle n Tage der Schätzperiode ermittelt:

$$S(AR_{i,t}) = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (AR_{i,t} - \overline{AR}_t)^2}.$$

Die abnormalen Renditen jedes Wertpapiers i werden für jeden Tag t der Ereignisperiode standardisiert:

$$SAR_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{S(AR_{i,t})}.$$

Der Durchschnitt $DSAR_t$ über alle Wertpapiere i von $SAR_{i,t}$ berechnet sich wie folgt:

$$DSAR_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n SAR_{i,t}.$$

Bei einem Stichprobenumfang von $n > 30$ ist $DSAR_t$ normalverteilt; es kann für den t-Test folgende Teststatistik verwendet werden:

$$t_t = DSAR_t \cdot \sqrt{n}.$$

Ist die kumulierte, durchschnittliche abnormale Rendite $KDAR_{s,e}$ auf Signifikanz zu überprüfen, so ist die standardisierte abnormale Rendite zuerst über die Tage s bis e zu summieren, anschließend ist der Durchschnitt über n Wertpapiere zu berechnen. Formal:

$$KDSAR_{s,e} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{t=s}^e \sqrt{\frac{1}{SAR_{i,t} \cdot (e-s+1)}}.$$

Die Prüfgröße errechnet sich aus:

$$t_{s,e} = \text{KDSAR}_{s,e} \cdot \sqrt{n}.$$

Der t-Wert ist signifikant mit $\alpha = 5\%$, wenn $t > 1,96$ oder $t < -1,96$, signifikant mit $\alpha = 1\%$ bei $t > 2,58$ oder $t < -2,58$. Die Prüfgröße t reagiert sensibel auf Verletzung der Normalverteilungsannahme, wie Corrado (1989) zeigt. Er schlägt einen nicht-parametrischen Test vor, der ohne Verteilungsannahme auskommt. Er soll in dieser Untersuchung Verwendung finden. In einem ersten Schritt werden die abnormalen Renditen jedes Wertpapiers i der Gesamtperiode in eine Gleichverteilung überführt, die unabhängig von den Verteilungseigenschaften der Überrenditenreihe ist:

$$K_{i,t} = \text{RANG}(\text{AR}_{i,t}) \quad \text{für } t = -280, \dots, +30 \quad \text{wobei } \text{AR}_{i,t} > \text{AR}_{i,j} \text{ bedeutet, daß } K_{i,t} > K_{i,j}.$$

Unter der Nullhypothese sollte sich ein mittlerer Rangplatz von $\frac{n+1}{2}$ oder 156 ergeben, wenn mit dem Ereignis keine Kursreaktion verbunden ist. Die Standardabweichung für alle i lautet:

$$S(K) = \sqrt{\frac{1}{311} \cdot \sum_{t=-280}^{+30} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_{i,t} - 156 \right)^2}.$$

Die Testgröße tc für die durchschnittliche abnormale Rendite am Tag t berechnet sich wie folgt:

$$tc_t = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \frac{(K_{i,t} - 156)}{S(K)}.$$

Für die Betrachtung der kumulierten, durchschnittlichen abnormalen Rendite vom Tag s bis zum Tag e lautet die Teststatistik:

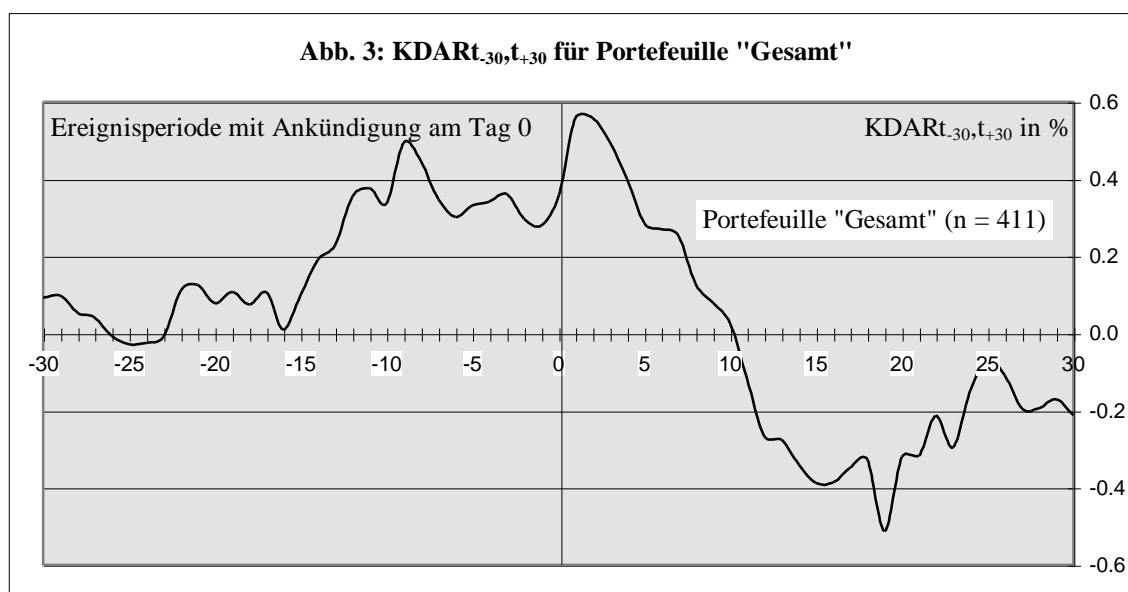
$$tc_{s,e} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{t=s}^e \frac{(K_{i,t} - 156)}{S(K)}.$$

Dieser nicht-parametrische Test ist dem Wilcoxon-Zweistichproben-Rangtest ähnlich (Corrado 1989). Die getestete Verteilung muß nicht symmetrisch sein, außerdem leistet der Rangplatztest mehr bei breiteren Verteilungen, wenn extremere Kursveränderungen wahrscheinlicher sind, als es die Normalverteilung annimmt. Nach Ermittlung des Ergebnisses für die Gesamtgruppe der untersuchten Kapitalerhöhungen werden diese in separate Portfeuille aufgeteilt, um sie bezüglich einzelner Merkmale, von denen angenommen wird, daß sie zur Erklärung der abnormalen Renditen herangezogen werden können, zu unterscheiden. Zur Bestätigung der unterschiedlichen Kursreaktion zweier Portfeuille wird auf die Übereinstimmung ihrer Erwartungswerte getestet. Hier findet der approximative Zwei-Stichproben-Gaußtest Anwendung. Dabei wird $H_0: \mu_1 = \mu_2$ gegen $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$ auf dem einprozentigen Signifikanzniveau getestet. Die Teststatistik v lautet:

$$v = \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}} \quad \text{mit} \quad X_i \text{ und } Y_i \text{ beliebig verteilt, wobei } n_1 > 30 \text{ und } n_2 > 30.$$

Die Standardabweichung beider Stichproben wird wie oben ermittelt. v ist approximativ normalverteilt, so daß H_0 angenommen wird, wenn gilt, daß $v < -2,58$ oder $v > 2,58$.

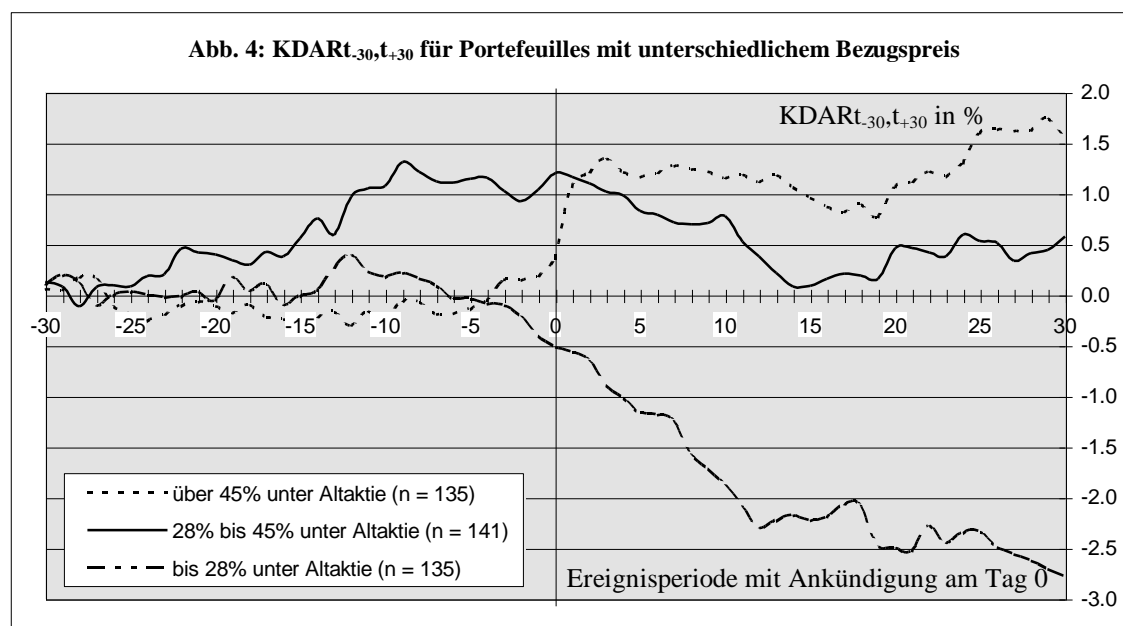
4 Überrenditen für ausgewählte Teilstichproben



Die Ankündigungsrendite $KDART_{0,t+1}$ hat beim Portfeuille „Gesamt“ keine klare Signifikanz, sie ist mit 0,28% schwach positiv ($t = 2,55$ und $t_c = 1,87$). Die negative Reaktion in

Höhe von -0,53% im Zeitraum t_{+3} bis t_{+10} ist hingegen statistisch hoch signifikant ($t = -2,82$ und $t_c = -2,70$). Abb. 3 veranschaulicht die Ankündigungsreaktion aller 411 Ankündigungen. Auf sie folgt, wie deutlich erkennbar, eine Phase fallender Kurse, die etwa bis t_{+19} anhält.

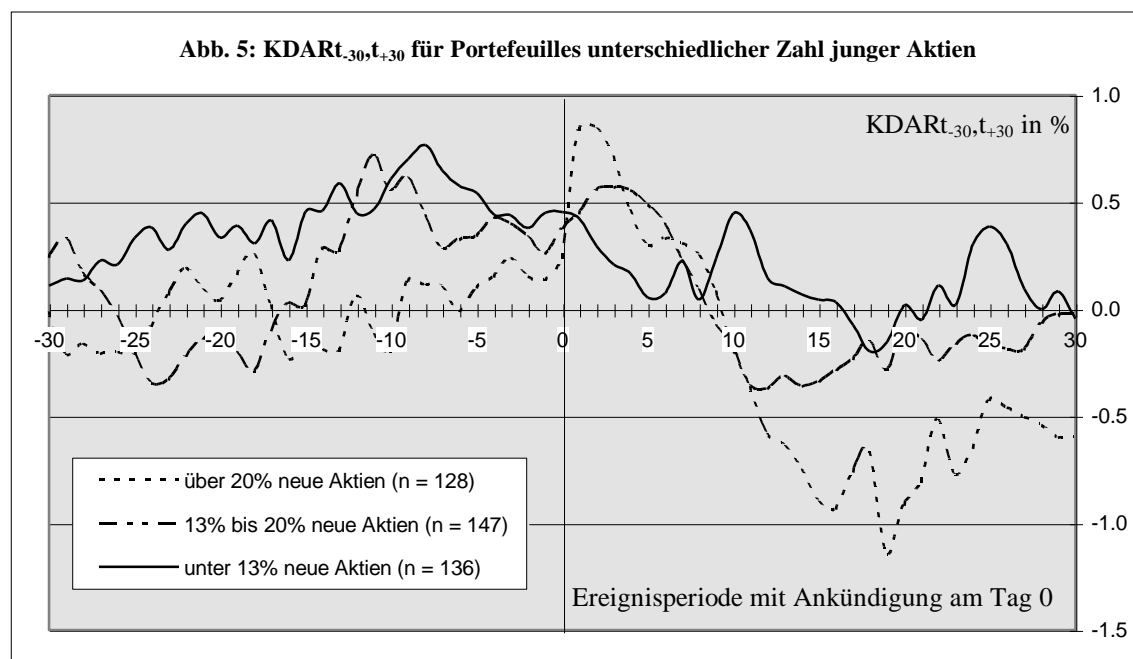
4.1 Einfluß des relativen Bezugspreises



In der vorliegenden Untersuchung wurde der rechnerische Abschlag des Bezugspreises K_n zum Kurs der Altaktie K_{t-1} in Beziehung gesetzt. Wiederum wurden die 411 untersuchten Ankündigungen in drei etwa gleich große Portefeuilles aufgeteilt. Der Verlauf der Überrenditen ist in Abb. 4 dargestellt. Insbesondere fallen die langfristig negativen Überrenditen bei Beobachtungen mit hohem Bezugspreis und die positiven Kurseffekte bei Beobachtungen mit niedrigen Bezugspreisen auf. $KDART_{0,t+1}$ beträgt bei niedrigem Bezugspreis 0,88% ($t = 6,71$, $t_c = 5,93$). Der Hauptteil der positiven Reaktion fällt, wie bei anderen Portefeuilles auch beobachtet, auf den Tag +1; der nicht-parametrische Test kann bereits am Tag +2 die Überrendite nicht mehr bestätigen ($DAR_{+2} = 0,15$; $t = 2,16$; $t_c = 1,89$). Das Portefeuille mit den Ankündigungen eines mittleren Bezugspreises weist keine gesicherten abnormalen Renditen auf, ein hoher Bezugspreis hingegen wirkt negativ auf den Aktienkurs. Allerdings ist die Überrendite während der zweitägigen Ankündigungsperiode nicht bei beiden Tests signifikant von null zu unterscheiden ($KDART_{0,t+1} = -0,17$; $t = -2,28$; $t_c = -1,90$). Der Hauptteil der deutlich negativen Reaktion von -1,23% ($t = -4,45$ und $t_c = -3,84$) konzentriert sich auf den Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} . Die Überrenditen nach der An-

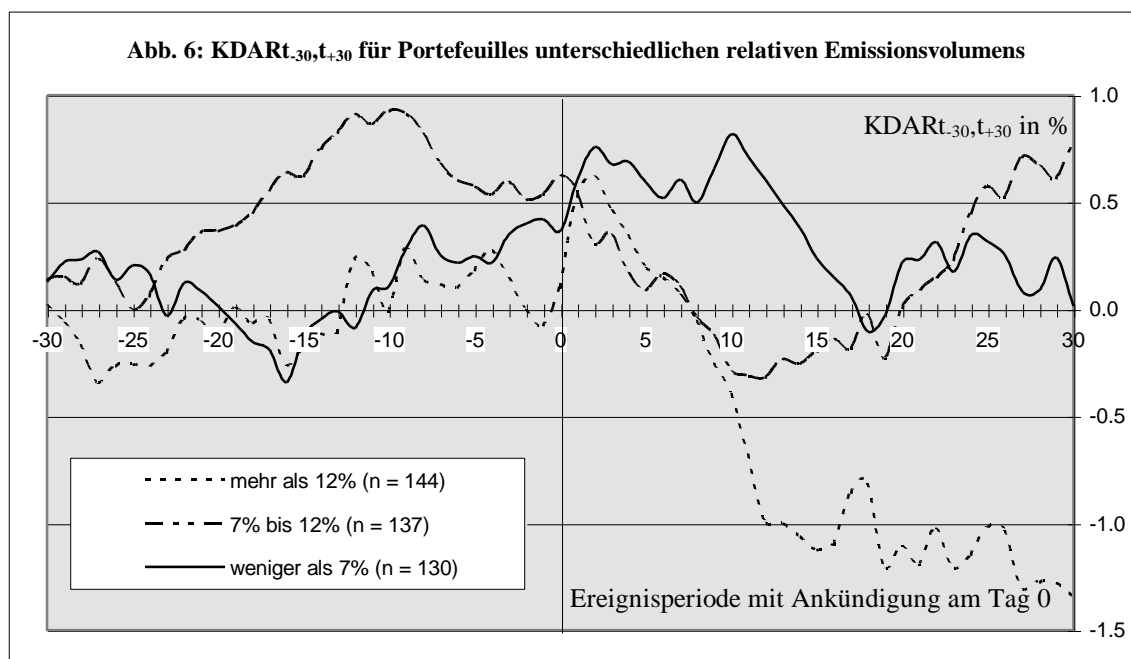
kündigung $KDAR_{t+3,t+30}$ summieren sich zu $-2,14\%$ ($t = -4,33$ und $t_c = -2,51$). Der Gaußtest bestätigt die unterschiedliche Bewertung eines hohen und niedrigen Bezugspreises durch die Investoren ($v = 4,04$). Dieses Ergebnis spricht für eine Annahmen von H_5 .

4.2 Einfluß der Anzahl neuer Aktien



Zur Beantwortung der Frage, ob die Anzahl neuer Aktien Relevanz für die Börsenreaktion besitzt, wurden wiederum drei etwa gleich große Portefeuilles gebildet, wobei die Zahl der neuen Aktien ins Verhältnis zur Zahl der Altaktien gesetzt wurde. Auffällig ist vor allem die positive Ankündigungsreaktion auf KE mit großer Stückzahl (vgl. Abb. 5). $KDAR_{t_0,t+1}$ beträgt $0,70\%$ mit $t = 4,61$ und $t_c = 3,50$. Die Berücksichtigung der bevorstehenden KE durch die Marktteilnehmer ist mit $t+1$ abgeschlossen, in $t+2$ sind keine abnormalen Renditen mehr nachweisbar. Deutlich negativ hingegen ist $KDAR_{t+3,t+10}$ mit $-1,04\%$ ($t = -2,64$ und $t_c = -2,33$). Abb. 5 zeigt, daß sich diese Tendenz bis zum 19. Tag nach der Ankündigung fortsetzt. Das der Abgrenzung dienende Portefeuille mit KE, bei denen das Grundkapital um 13% bis 20% erhöht wird, weist keine nach beiden Tests haltbaren Überrenditen auf, ferner wird auch auf nominal kleine KE bei der Ankündigung nicht signifikant reagiert. Das hier vorliegende Ergebnis stützt H_6 .

4.3 Der Einfluß des relativen Emissionsvolumens



Das relative Emissionsvolumen als Quotient aus absolutem Volumen und Marktwert des alten Eigenkapitals gibt Aufschluß über die relative Veränderung der Kapitalstruktur des Unternehmens. Abb. 6 zeigt die für diesen Untersuchungsaspekt gebildeten Portefeuilles, bei denen die Unternehmen die Aufnahme von neuem Eigenkapital in Höhe von über 12%, zwischen 7% und 12% sowie unter 7% ankündigen. Vor allem eine relativ deutliche Erhöhung des Eigenkapitals führt zu ausgeprägten Reaktionen: Die Marktteilnehmer reagieren positiv auf die Ankündigung ($KDART_{t_0,t+1} = 0,60\%$, $t = 3,54$ und $t_c = 3,12$), aber negativ in den Tagen danach ($KDART_{t+3,t+10} = -1,02\%$, $t = -2,91$, $t_c = -2,68$). Bei kleineren und mittleren Veränderungen des Eigenkapitals sind keine signifikanten Überrenditen festzustellen, die mit dem Ereignis in Zusammenhang gebracht werden können. Der Vergleichstest für die beiden Portefeuilles mit hoher und niedriger Veränderung des Verschuldungsgrads kann die Unterschiede nicht bestätigen, er liefert für die Ankündigungsperiode von t_0 bis t_{+1} $v = 1,27$ und für den Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} $v = 1,73$. Der Bedeutung des relativen Emissionsvolumens im Kontext mit den anderen Parametern wird in der abschließenden Regressionsanalyse noch genauer nachgegangen. Trotz des nicht signifikanten Vergleichstests stützt das hier vorliegende Ergebnis H_2 und deutet auf eine Ablehnung von H_1 hin.

4.4 Der Einfluß des absoluten Emissionsvolumens

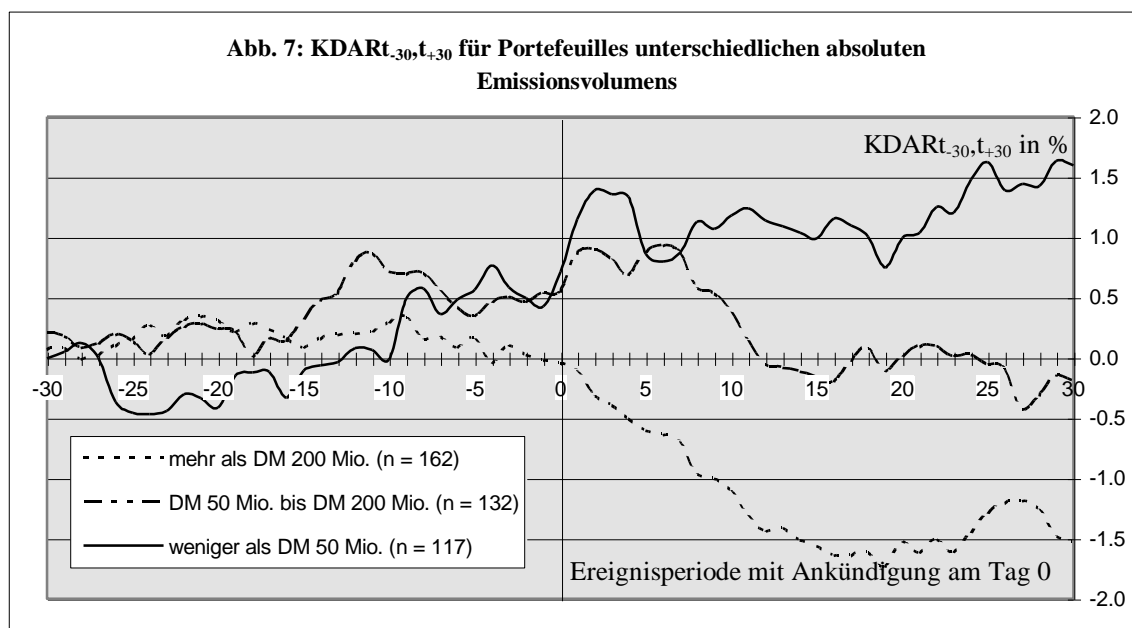


Abb. 7 zeigt die unterschiedlichen Ankündigungsreaktionen der zur Untersuchung des absoluten Emissionsvolumens gebildeten Portefeuilles (DM-Werte Stand 1985). Bei kleinen Emissionen reagieren die Marktteilnehmer positiv ($KDART_{0,t+1} = 0,72\%$, $t = 3,86$ und $t_c = 3,12$). Es treten bereits in t_{+2} keine abnormalen Renditen mehr auf. Die ab t_{-10} bis t_{+2} erzielte Überrendite hält sich bis zum Ende der Ereignisperiode auf dem erreichten Niveau. Das "mittlere" Portefeuille weist keine nach beiden Tests haltbaren Überrenditen auf. Bei großen Emissionen treten keine Kurseffekte während der Ankündigungsperiode auf ($KDART_{0,t+1} = -0,08\%$, $t = -1,13$ und $t_c = -1,06$). Der Gaußtest bestätigt den Unterschied von $KDART_{0,t+1}$ zwischen diesen und den kleinen Emissionen etwa auf dem 1%-Niveau ($v = 2,55$). Negative Reaktionen treten aber bei einem großen ausmachenden Betrag in t_{+2} ($DART_{+2} = -0,21\%$, $t = -2,68$ und $t_c = -2,75$) und insbesondere im Zeitraum von t_{+3} und t_{+10} auf, werden jedoch nicht durch beide Tests gestützt ($KDART_{+3,t+10} = -0,79\%$; $t = -3,00$; $t_c = -1,85$). Diese negative Wirkung des hohen Emissionsvolumens ist über die gesamte Ereignisperiode ($KDART_{-30,t+30} = -1,53\%$, $t = -2,57$ und $t_c = -2,07$) zu beobachten. Das vorliegende Ergebnis stützt H_3 und H_4 .

4.5 Der Einfluß der Unternehmensgröße

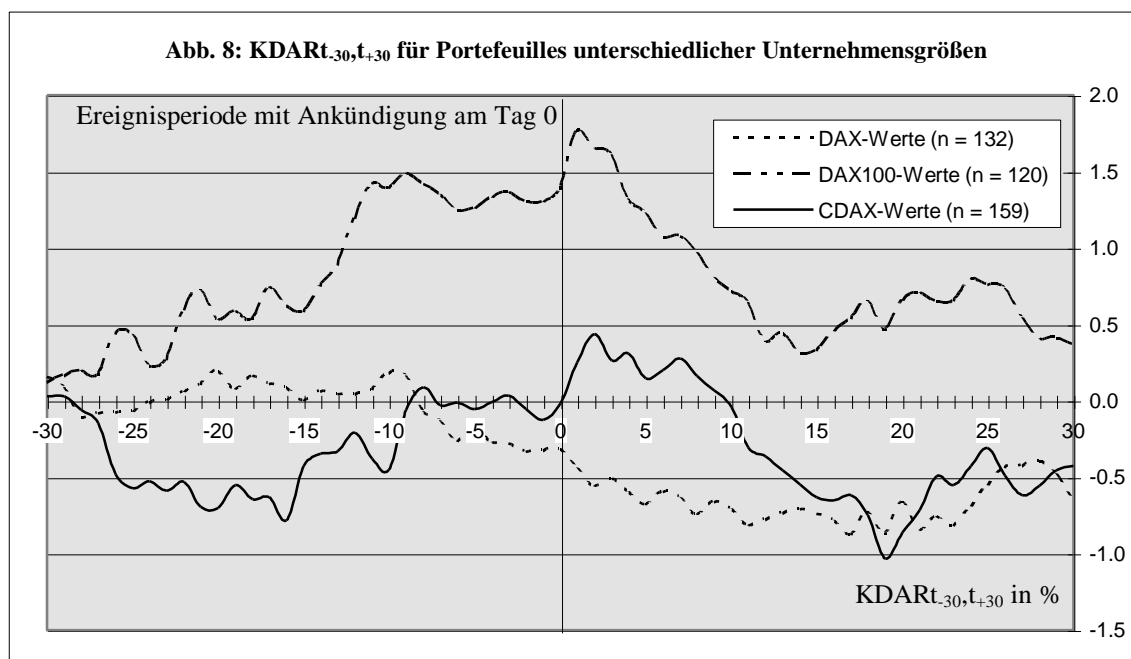


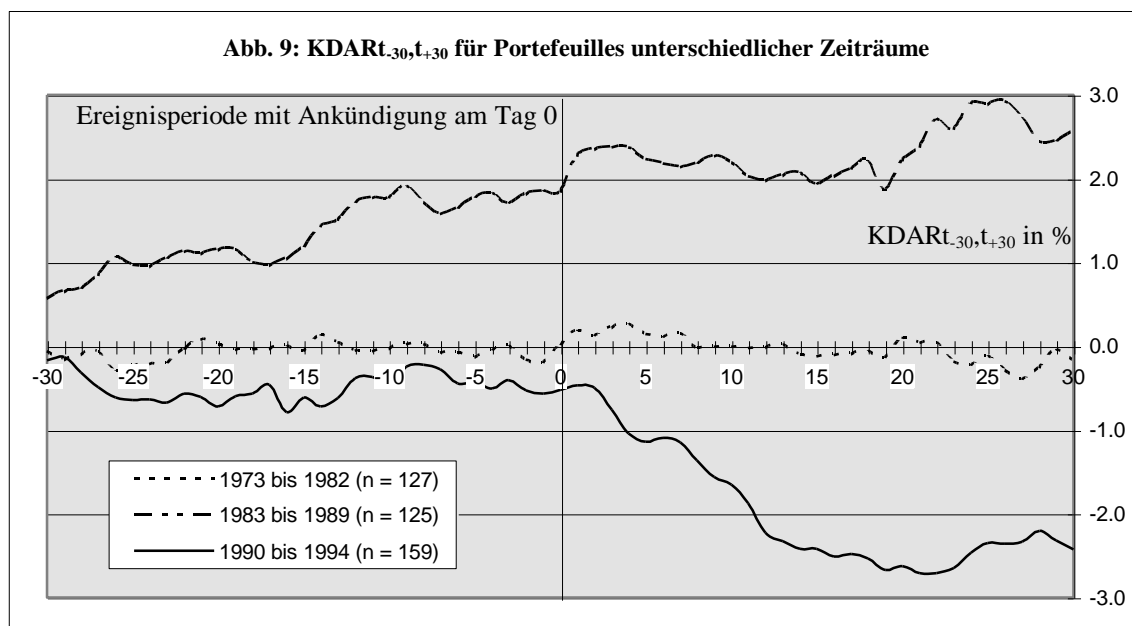
Abb. 8 zeigt, wie auf Ankündigungen unterschiedlich großer Unternehmen differenziert reagiert wird (Zur Einteilung der Unternehmen nach Größenklassen gilt: Im Portefeuille „DAX100“ sind nur die Unternehmen enthalten, die ausschließlich im DAX100-Index, nicht aber im DAX-Index enthalten sind. Entsprechend umfaßt das Portefeuille „CDAX“ alle Unternehmen des CDAX-Index ohne die DAX100 Werte). Den erkennbaren, positiven und größtenteils signifikanten Kurseffekten bei im DAX100- und CDAX-Index enthaltenen Unternehmen stehen negative Reaktionen bei DAX-Werten gegenüber, die aber nicht eindeutig nachweisbar sind. Bei DAX-Werten beträgt $KDART_{0,t+1} = -0,07\%$, $t = -0,96$ und $t_c = -0,81$; bei DAX100-Werten beträgt $KDART_{0,t+1} = 0,50\%$, $t = 3,06$ und $t_c = 1,32$; bei CDAX-Werten beträgt $KDART_{0,t+1} = 0,38\%$, $t = 2,42$ und $t_c = 2,59$. Der empirische v -Wert des Vergleichstests zwischen DAX- und CDAX-Portefeuille beträgt $v = 1,71$ und bleibt damit unter der 5%-Signifikanzgrenze.

Es ist unwahrscheinlich, daß bei den Unternehmen nur deshalb verschiedene Kurseffekte auftreten, weil sie unterschiedlich groß sind. Immerhin sind 162 Ankündigungen, davon 111 von CDAX-Unternehmen, mittels des Durbin-Watson-Tests aus der Untersuchung ausgeschlossen worden, weil vermutlich „Non-trading“-Probleme vorliegen. Bei den verbleibenden kleinen Unternehmen sind die Marktmodellparameter und die Überrenditen verlässlich geschätzt worden. Möglicherweise unterscheiden sich größere und kleinere Unternehmen

aber hinsichtlich anderer Einflußgrößen, die für die unterschiedlichen Ankündigungsreaktionen verantwortlich sind. Es wurden deshalb Kombinationen jeder Unternehmensgröße mit den Einteilungen der vorangegangenen Untersuchungen durchgeführt, die an dieser Stelle jedoch nur verbal dokumentiert werden können.

In allen drei Unternehmensklassen finden sich Kurseffekte während der Ankündigungsperiode, die mit denen der bereits durchgeführten Portefeuille-Bildungen in Einklang stehen. Insbesondere wird die positive Wirkung eines niedrigen Bezugskurses bestätigt. In keinem Fall tritt bei den 30 großen, im DAX-Index vertretenen Aktien eine mit beiden Tests nachweisbare abnormale Rendite nach der Ankündigungsperiode auf. Über die Bedeutung des absoluten Emissionsvolumens läßt sich folgendes festhalten: Es sind die DAX100- und nicht die DAX-Unternehmen, bei denen ein hohes absolutes Emissionsvolumen zu negativen Überrenditen nach der Ankündigungsperiode führt. Insofern wird die Aussage über ein großes absolutes Emissionsvolumen (vgl. Kap. 5.4) dahingehend relativiert, daß die 113 der 162 als "groß" qualifizierten Ankündigungen, die von DAX-Unternehmen ausgehen, nicht zu einer abnormalen Rendite im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} führen; $KDAR_{t_{+3},t_{+10}} = -0,79\%$ kommt durch eine Minderzahl von 38 Beobachtungen mittelgroßer Unternehmen zustande, die durch die Marktteilnehmer erst nach der Ankündigungsperiode deutlich negativ beurteilt werden.

4.6 Der Einfluß des Stichprobenzeitraums



Bisher ist davon ausgegangen worden, daß die Marktteilnehmer auf die Mitteilung über eine geplante Bezugsrechtsemission durch ein Unternehmen unterschiedlich reagieren, weil deren jeweilige Ausgestaltung, insbesondere die Wahl der Bezugskonditionen, von Fall zu Fall verschieden ist. Abb. 9 läßt erkennen, daß KE innerhalb des untersuchten Zeitraumes von 22 Jahren vom Kapitalmarkt sehr unterschiedlich aufgenommen worden sind. In den Jahren zwischen 1973 und 1982 gab es bei der Ankündigung nur geringfügige Kurseffekte ($KDAR_{t_0,t+1} = 0,38\%$; $t = 2,24$ und $t_c = 1,87$), während der Ereignisperiode traten ansonsten keine Überrenditen auf. Im Zeitraum zwischen 1983 und 1989 reagierten die Marktteilnehmer positiver ($KDAR_{t_0,t+1} = 0,41\%$ mit $t = 2,25$ und $t_c = 1,21$). Dies wird vor allem ersichtlich, wenn der zweite Tag nach der Mitteilung durch die Gesellschaft in die Betrachtung einbezogen wird ($KDAR_{t_0,t+2} = 0,50\%$ mit $t = 2,68$ und $t_c = 2,09$). Dabei wird die KE über die gesamte Ereignisperiode honoriert ($KDAR_{t_{-30},t_{+30}} = 2,56\%$ mit $t = 2,62$ und $t_c = 1,83$). In den Jahren zwischen 1990 und 1994 traten keine positiven Kurseffekte mehr auf ($KDAR_{t_0,t+1} = 0,09\%$ mit $t = 0,11$ und $t_c = 0,26$). Aktien von Unternehmen, bei denen eine Emission bevorsteht, werden von den Investoren negativer beurteilt. Es treten negative Überrenditen im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} und von t_{+11} bis t_{+20} auf, die teilweise hohe Signifikanz aufweisen ($KDAR_{t_{+3},t_{+10}} = -1,16\%$ mit $t = -3,71$; $t_c = -3,36$ und $KDAR_{t_{+11},t_{+20}} = -0,98\%$ mit $t = -2,85$; $t_c = -2,03$). Fraglich ist, ob dieses Ergebnis auf eine der anderen Erklärungsvariablen zurückzuführen ist, deren Einfluß sich im Zeitablauf verändert hat.

Wie bei der Unternehmensgröße wurden auch hier die einzelnen Zeitintervalle nach anderen Kriterien untersucht. Im Zeitraum 1973 bis 1982 bewerteten die Marktteilnehmer einen niedrigen Bezugspreis, eine hohe Zahl neuer Aktien und ein kleines Emissionsvolumen positiv. KE von DAX100- und CDAX-Werten wurden besser aufgenommen als die von DAX-Werten. Diese vier Ergebnisse sind bei beiden Tests signifikant auf dem einprozentigen Niveau. Es sind weiterhin keine abnormalen Renditen außerhalb der zweitägigen Ankündigungsperiode nachweisbar. In den Jahren von 1983 bis 1989 bleiben diese vier Ergebnisse prinzipiell erhalten, verlieren aber durchweg ihre hohe Signifikanz. Es treten abnormale Renditen außerhalb von t_0 bis t_{+1} auf, die aber zumeist vom Rangplatztest nicht bestätigt werden und höchstens das fünfprozentige Niveau erreichen. Die letzten fünf Jahre des Untersuchungszeitraums (1990 bis 1994) sind in einiger Hinsicht unterschiedlich. Zunächst gelten die vier für den Zeitpunkt der Ankündigung genannten Ergebnisse auch hier noch, erreichen aber größtenteils keine statistische Bedeutung mehr. Insbesondere bei hohem

Bezugspreis, hoher Anzahl neuer Aktien, kleinen Emissionsvolumina und „Nicht-DAX“-Werten kommt es im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} zu deutlich negativen Reaktionen (alle t - und t_c -Werte $< -2,87$). Weiterhin ist $KDAR_{t-30,t+30}$ bei allen möglichen Portfeuillekombinationen dieses Zeitraumes negativ, in vier Fällen erreichen diese Ergebnisse hohe statistische Signifikanz. Bei denselben Portfeuillekombinationen des Zeitraums 1983 bis 1989 hingegen ist die kumulierte, durchschnittliche Überrendite der gesamten Ereignisperiode immer positiv.

Gibt es eine optimale Kapitalstruktur für das Unternehmen und damit ein eindeutiges Urteil, ob Eigenkapital oder Fremdkapital zur Finanzierung zu bevorzugen ist, und bewerten die Marktteilnehmer die Erreichung dieses Zieles durch die Kapitalmaßnahme, so sind die unterschiedlichen Ergebnisse in verschiedenen Zeiträumen nicht zu erklären (Durch die Einführung des Anrechnungsverfahrens der KSt. zum 1.1.1977 ist möglicherweise ein Strukturbruch entstanden. Er kann aber den beobachteten Unterschied zwischen den beiden letzten Zeiträumen nicht erklären). Denkbar ist, daß die Marktteilnehmer bei der Bewertung der durch das Unternehmen geplanten Investition die allgemeine konjunkturelle Situation berücksichtigen. Die durchschnittliche reale Wachstumsrate des BIP im Zeitraum von 1983 bis 1989 betrug 3,1%, im Zeitraum von 1990 bis 1994 lag sie mit 2,9% nur geringfügig niedriger. Dieser geringe Unterschied kann die beobachteten Kurseffekte nicht erklären. Möglicherweise ist die Entwicklung des gesamten Aktienmarktes bedeutend für die Kurseffekte, denn die durchschnittliche, jährliche Rendite des DAFOX betrug für die Jahre 1973 bis 1982 und für den Zeitraum von 1990 bis 1994 nur 5%, für die Jahre von 1983 bis 1989 hingegen 24%. Eine Erklärung könnte sein, daß die Marktteilnehmer Kapitalerhöhungen dann besonders positiv einschätzen, wenn sie Erwartungen auf eine weiterhin hohe Aktienrendite haben. Möglicherweise hat sich der Einfluß der untersuchten Parameter auf Kurseffekte im Zeitablauf geändert. Denkbar ist, daß Preisdruckeffekte eine größere Relevanz haben, da die Kapitalmarktinanspruchnahme (vgl. Abb. 1) durch Aktienemissionen seit Ende der 80iger Jahre deutlich zugenommen hat und sich insbesondere bei großen Emissionsvolumina signifikant negative Überrenditen im gesamten Ereigniszeitraum feststellen lassen, die während der vorangegangenen Zeitintervalle nicht zu beobachten waren.

4.7 Zusammenfassende Beurteilung

Im folgenden werden die statistisch signifikanten Ergebnisse des Abschnitts zusammenfassend dargestellt.

- Die Ankündigung von 411 Bezugsrechtsemissionen in Deutschland zwischen 1973 und 1994 wurde von keiner Ankündigungsrendite begleitet. Im Durchschnitt aller Ankündigungen aber treten negative Kurseffekte im Zeitintervall von t_{+3} bis t_{+10} nach der Bekanntgabe der Emission auf.
- Ein niedriger Bezugspreis wird unabhängig von der Unternehmensgröße positiv beurteilt. Ein hoher Bezugspreis führt zu keinen Kurseffekten bei Aktien kleiner und mittlerer Unternehmen, aber zu negativen Reaktionen bei DAX-Werten. Bei mittelgroßen Unternehmen mit hohem Bezugspreis kommt es im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} zu negativen Kursreaktionen. Diese negativen Kurseffekte sind nur bei den 18 seit 1990 von DAX100-Unternehmen ausgehenden Ankündigungen festzustellen. Bei 22 Beobachtungen in dieser Größenklasse vor 1990 treten keine Überrenditen auf.
- Nur bei einer vergleichsweise deutlichen Veränderung der Eigenkapitalquote treten Kurseffekte auf.¹⁷ Positive Ankündigungseffekte gibt es besonders bei KE mit niedrigem Bezugspreis und hoher Zahl neuer Aktien. Negative Überrenditen treten nicht in der Ankündigungsperiode, sondern in der Folgeperiode auf, wenn es sich um KE mit hohem Bezugspreis handelt.¹⁸ Die Überrenditen scheinen nicht auf die Veränderung der Eigenkapitalquote zurückführbar, sondern von den anderen genannten Faktoren ausgelöst zu sein. Diese These wird durch 35 Fälle unterstützt, in denen ein hohes relatives Emissionsvolumen vorliegt, ohne daß die Zahl neuer Aktien als hoch kategorisiert wurde. In diesen Fällen kommt es nicht zu Kurseffekten.

¹⁷ Dies ist konsistent mit dem Ergebnis der Wirkung der Anzahl neuer Aktien, denn es besteht eine hohe Kongruenz der beiden Portfeuille-Bildungen (109 der als mit hoher Zahl eingestuften 128 Ankündigungen hatten auch ein relatives Emissionsvolumen >12%). Relatives und absolutes Emissionsvolumen hingegen sind nicht kongruent; in nur 54 von 144 Fällen wurde das relativ hohe Volumen auch als absolut hoch kategorisiert.

¹⁸ Auch die Art der Kapitalerhöhung (ordentliche versus genehmigte KE) wurde untersucht. Die anschließende Regressionsanalyse jedoch führt zu dem Schluß, daß sie als Einflußfaktor bei der Ankündigung irrelevant ist.

- Vor 1989 traten Überrenditen fast ausschließlich während der zweitägigen Ankündigungsperiode auf. Dies hat sich seit 1990 geändert. Negative Reaktionen treten während der Tage $t+3$ bis $t+10$, und teilweise noch später, auf. Betroffen sind nur Aktien von Unternehmen mittlerer Größe.
- Bezüglich der ermittelten Überrenditen besteht eine Asymmetrie. Liegen positive Kapitalmarktreaktionen vor, so schlagen sie sich bei jeder Unternehmensgröße ausschließlich während der zweitägigen Ankündigungsperiode in den Kursen nieder. Bei DAX-Unternehmen treten signifikante Kursentwicklungen nur in der Ankündigungsperiode auf, was Informationseffizienz bezüglich dieser Werte impliziert. Zusätzlich treten bei den Aktien kleiner und mittlerer Gesellschaften Überrenditen nach der Ankündigungsperiode auf. Letztere sind jedoch ausschließlich negativ.

5 Statistisch signifikante Erklärungsvariablen für die Überrendite

Die durchgeführte Portfeuille-Bildung hat zwei Nachteile: Zum einen erfolgte jeweils eine Einteilung in drei Gruppen, was bei stetig verteilten Merkmalen wie dem Bezugsrechtswert, dem Bezugspreis und der Anzahl neuer Aktien sowie den Emissionsvolumina nicht sachgerecht ist. Zum anderen konnte der Wirkungsverbund von mehreren Einflußgrößen nur auszugswise dargestellt werden, weil sich eine potentiell sehr hohe Zahl möglicher Portfeuille-Kombinationen ergeben hätte. Eine Querschnittsregression hat diese Nachteile nicht. Hier werden verschiedene exogene Variablen wie der Verschuldungsgrad, das absolute und relative Emissionsvolumen, der Bezugsrechtswert u. a. zur Erklärung der endogenen Variable, der abnormalen Rendite zum Ankündigungszeitpunkt, herangezogen. Die mittels linearer Regression geschätzten Koeffizienten des Modells erfüllen nur dann die BLUE-Eigenschaft¹⁹, wenn sechs Voraussetzungen bezüglich der Variablen erfüllt sind (Studenmund, 1992, S. 95):

1. Das Regressionsmodell besitzt lineare Koeffizienten und einen linearen Fehlerterm.
2. Der Fehlerterm hat einen Erwartungswert von null.
3. Alle exogenen Variablen sind unkorreliert mit dem Fehlerterm.
4. Es liegt keine serielle Korrelation vor.
5. Es liegt Homoskedastizität vor.

¹⁹ Erfüllt ein Koeffizient die BLUE-Eigenschaft (best linear unbiased estimator), so beschreibt er den besten linearen Zusammenhang zwischen der exogenen und der endogenen Variable.

6. Keine exogene Variable ist eine perfekte lineare Funktion einer anderen Exogenen.

Die Voraussetzungen sind weitgehend mit denen zur Schätzung der Gleichgewichtsrendite notwendigen identisch, denn auch die Parameter α_i und β_i werden nach der OLS-Methode geschätzt. Zur Kontrolle von Voraussetzung 4 wird wie bei der Marktmodellparameter-Schätzung der Durbin-Watson-Test auf Autokorrelation der Residuen verwendet. Die Existenz von Heteroskedastizität (Voraussetzung 5) wird untersucht, indem der Kendall-Korrelationskoeffizient (τ) zwischen den Regressionsresiduen und der jeweiligen exogenen Variable ermittelt wird (Büning/Trenkler, 1978, S. 262). Liegt Heteroskedastizität vor, so wird die Schätzung des Koeffizienten zwar nicht beeinflusst, aber seine Varianz überschätzt. Der Standardfehler der Koeffizienten wird unterschätzt und der t-Wert ist höher als in einer homoskedastischen Situation. Liegt serielle Korrelation vor, kommt es zu denselben Konsequenzen.

Voraussetzung 6 schließt Kollinearität aus. Perfekte Kollinearität zwischen zwei Variablen bedeutet, daß sie einen Korrelationskoeffizienten von eins besitzen. Die lineare Regressionsgleichung, die beide Variablen enthält, kann diese nicht unterscheiden. Zur Entdeckung von Kollinearität wird in dieser Untersuchung der Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizient verwendet. Ist er zwischen zwei Variablen relativ hoch (Studenmund, 1992, S. 273 nennt $r = 0,80$ als kritische Größe), so wird eine der beiden aus der Regressionsgleichung entfernt. Multikollinearität liegt vor, wenn solche Abhängigkeiten zwischen mehr als zwei Variablen existieren.

Tab. 1: Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizient				
	1	2	3	4
1 LN (Bezugsrechtswert)				
2 LN (Abs. Emiss. Vol.)	-0.0766			
3 Bezugskurs	0.6612	-0.3005		
4 Anzahl junger Aktien	0.1467	0.0101	-0.0988	
5 Rel. Emissionsvolumen	-0.105	0.0865	-0.4396	0.8749

Bei der Auswahl der zu verwendenden exogenen Variablen ist zunächst der theoretische Zusammenhang zwischen diesen und der endogenen Variable zu beachten. Zur Überprüfung der Kapitalstrukturhypothesen wird das relative Emissionsvolumen verwendet. Tab. 1 zeigt, daß dieses mit der Anzahl neuer Aktien hoch korreliert ist ($r = 0,87$). Bei der Regressionsanalyse ist folglich die Kollinearität zwischen beiden zu beachten. Die Anzahl neuer Aktien

jedoch mißt die Bedeutung der Informationshypothesen. Die beiden korrelierten Variablen sollen demnach die Relevanz unterschiedlicher Erklärungsansätze überprüfen. Der Bezugsrechtswert und die Wahl des Bezugspreises im Vergleich zum Kurs der Altaktie dienen ebenfalls der Überprüfung der Informationshypothesen. Die empirische Verteilung der Bezugsrechtswerte ist rechtsschief, d. h. es liegt eine wesentlich größere Zahl von Bezugsrechten mit niedrigem Wert und eine kleinere Zahl mit höherem Wert vor. Die hier durchgeführte Regression unterstellt einen linearen Zusammenhang zwischen endogener und exogener Variable. Es ist möglich, die Beobachtungswerte durch lineare Transformation anzupassen (Siehe z.B. auch Eckbo/Masulis, 1992 oder Marsh, 1979). Das absolute Emissionsvolumen schließlich kann – wie oben dargelegt – neben Kapitalstruktur- und Informationseffekten auch Preisdruckeffekte erklären. Auch seine Verteilung ist rechtsschief, so daß die Variable linear transformiert wurde. Die vorgestellten Variablen finden Verwendung bei der Beschreibung der Ankündigungsrendite $KDAR_{t,t+1}$. Sie leisten dabei einen unterschiedlichen Beitrag zur Erklärung der Überrenditen und es stellt sich die Frage, welche von ihnen in die endgültige Regressionsgleichung aufgenommen werden sollten. Als Anhaltspunkt für die Güte des Modells wird R^2 berechnet. Die Signifikanz der einzelnen Koeffizienten wird mit dem parametrischen t-Test untersucht, die aller Koeffizienten zusammen mit dem F-Test.

Tab. 2 dokumentiert die Ergebnisse mit zwei Exogenen (inclusive der Konstanten) zur Erklärung von $KDAR_{t,t+1}$. Die Koeffizienten weisen in allen sechs Fällen die Vorzeichen auf, die nach den Untersuchungen in Kap. 5 erwartet wurden. Der Bezugspreis und der reale Bezugsrechtswert weisen die höchste Erklärungskraft, gemessen an R^2 , auf. In einer Regressionsgleichung gemeinsam verwendet, kann bei diesen Größen (siehe Tab. 1; $r = 0,66$) das Problem der Kollinearität auftreten. Der Koeffizient wird in beiden Fällen von einem hohen t-Wert bestätigt. Das relative Emissionsvolumen verfehlt Signifikanz, obwohl es mit der Anzahl neuer Aktien ($t = 3,12$) korreliert ist ($r = 0,87$). Bei letztgenannter Variable deutet der Koeffizient von Kendall jedoch auf einen Zusammenhang der Variablen mit der Residuenvarianz der Regression hin. Es ist folglich wahrscheinlich, daß die Erklärungskraft des Koeffizienten von ca. 0,15 geringer ist, als der t-Wert 3,12 vermuten läßt. Nach den Grenzen für das zweiseitige Konfidenzintervall von 10% beim DW-Test wird die Nullhypothese „keine serielle Korrelation“ bei keiner der sechs Regressionen verworfen.

Tab. 2: Lineare Einfachregressionen (n = 411) zur Erklärung von $KDAR_{t_0,t_+1}$									
Abhängige Variable: $KDAR_{t_0,t_+1}$									
Unabhängige Variablen	Koeffizient	T-Wert	Sign. (T)	F-Wert	R ²	DW	τ	Sign. (τ)	
LN (Realer Bezugsrechtswert)	0.1851	3.81**	0.0002	14.5249	0.0343	2.120	-0.007	0.842	
Konstante	-1.0673	-2.58**	0.0046						
LN (Reales, absolutes Emissionsvolumen)	-0.1389	-2.84**	0.0048	8.0545	0.0193	2.137	0.024	0.475	
Konstante	1.5715	3.32**	0.0010						
Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1873	3.86**	0.0001	14.8851	0.0351	2.160	-0.023	0.489	
Konstante	-0.6800	-2.45*	0.0147						
Anzahl junger Aktien (in %)	0.1524	3.12**	0.0019	9.7269	0.0232	2.121	0.138	0.000	
Konstante	-0.2400	-1.16	0.2489						
Relatives Emissionsvolumen	0.0643	1.30	0.1936	1.6955	0.0041	2.124	-0.016	0.634	
Konstante	0.0995	0.54	0.5931						

Der kritische Wert für das 99prozentige Konfidenzintervall des F-Tests liegt bei $F = 6,63$.

In Tab. 3 sind die Ergebnisse der weiteren Regressionen dieser Studie dokumentiert, wenn drei Variablen $KDAR_{t_0,t_+1}$ erklären sollen. Gleichungen 3 und 4 enthalten jeweils eine der miteinander korrelierten Variablen „Anzahl junger Aktien“ und „relatives Emissionsvolumen“ in Kombination mit dem Bezugspreis. Die Resultate zeigen, daß das relative Emissionsvolumen in Kombination mit dem Bezugspreis eine ähnlich hohe Erklärungskraft besitzt wie die Anzahl junger Aktien. Beiden Variablen ist folglich ein vergleichbarer Erklärungswert beizumessen. Alle Exogenen der sechs Gleichungen besitzen das aufgrund der vorangegangenen Untersuchungen erwartete Vorzeichen.

Tab. 3: Lineare Mehrfachregression I (n = 411) zur Erklärung von $KDAR_{t_0,t_+1}$									
Jeweils 2 unabhängige Variablen und eine Konstante									
	Unabhängige Variablen	Koeffizient	T-Wert	Sign. (T)	F-Wert	R ²	DW	τ	Sign. (τ)
①	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.0908	-1.79	0.074	9.0830	0.0426	2.165	0.024	0.467
	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1601	3.15**	0.002				-0.025	0.455
	Konstante	0.3057	0.50	0.620					
②	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.1405	-2.90**	0.004	9.1603	0.0429	2.122	0.030	0.363
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.1538	3.18**	0.002				0.019	0.566
	Konstante	1.0639	2.15*	0.032					
③	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.2044	4.25**	0.000	14.0930	0.0646	2.166	-0.028	0.399
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.1726	3.59**	0.000				0.033	0.323
	Konstante	-1.3530	-4.08**	0.000					
④	Relatives Emissionsvolumen	0.1817	3.40**	0.001	13.4305	0.0618	2.165	0.056	0.090
	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.2673	5.01**	0.000				-0.035	0.284
	Konstante	1.5908	-4.15**	0.000					
⑤	LN(Realer Bezugsrechtswert)	0.1664	3.41**	0.001	10.8107	0.0503	2.119	-0.012	0.709
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.1280	2.62**	0.009				0.000	0.989
	Konstante	-1.3653	-3.52**	0.001					
⑥	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.1255	-2.59**	0.098	10.7280	0.0500	2.125	0.028	0.397
	LN(Realer Bezugsrechtswert)	0.1756	3.63**	0.000				-0.011	0.730
	Konstante	0.1716	0.28	0.777					

R² ist auf dem 1%-Niveau signifikant, wenn $F > 4,61$. Für den Test auf Autokorrelation gilt (10%, zweiseitig): $1,748 < DW < 2,211$.

Tab. 4 zeigt den Aspekt der Kollinearität. Im ersten Fall geben beide Variablen ihre hohe Signifikanz ab, wenn sie gemeinsam verwendet werden (vgl. ihre Signifikanz in Tab. 3; 1, 3, 5, 6). Bei der zweiten Regression täuschen die t-Werte eine hohe Signifikanz vor und R^2 bleibt verhältnismäßig klein, wobei das relative Emissionsvolumen sein Vorzeichen wechselt. Die lineare Regression kann den Zusammenhang zwischen den Variablen wegen der Korrelation der Exogenen nicht erfassen.

Tab. 4: Kollinearität zwischen exogenen Variablen Jeweils 2 unabhängige Variablen und eine Konstante									
	<i>Unabhängige Variablen</i>	<i>Koeffizient</i>	<i>T-Wert</i>	<i>Sign. (T)</i>	<i>F-Wert</i>	<i>R²</i>	<i>DW</i>	<i>τ</i>	<i>Sign. (τ)</i>
❶	LN(Realer Bezugsrechtswert)	0.1089	1.69	0.093	8.8972	0.0418	2.140	-0.009	0.789
	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1154	1.79	0.075				-0.023	0.492
	Konstante	-1.1029	-2.95**	0.003					
❷	Relatives Emissionsvolumen	-0.2946	-2.95**	0.003	9.2974	0.0436	2.150	-0.009	0.796
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.4102	4.10**	0.000				0.029	0.382
	Konstante	-0.3004	-1.45	0.148					

In einem letzten Schritt wird versucht, die Ankündigungsreaktion mit vier Variablen zu erklären. In Tab. 5 sind die Ergebnisse dargestellt, wenn die fünf in Tab. 3 als signifikant identifizierten Variablen unter Vermeidung der gezeigten Kollinearität kombiniert werden.

Tab. 5: Lineare Mehrfachregression II (n = 411) zur Erklärung von $KDAR_{t_0,t_1}$ Jeweils 3 unabhängige Variablen und eine Konstante									
	<i>Unabhängige Variablen</i>	<i>Koeffizient</i>	<i>T-Wert</i>	<i>Sign. (T)</i>	<i>F-Wert</i>	<i>R²</i>	<i>DW</i>	<i>τ</i>	<i>Sign. (τ)</i>
❶	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.0872	-1.74	0.083	10.4522	0.0715	2.164	0.029	0.377
	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1781	3.54**	0.000				-0.028	0.397
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.1709	3.56**	0.000				0.025	0.454
	Konstante	-0.4004	-0.63	0.532					
❷	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.1283	-2.67**	0.008	9.6944	0.0667	2.118	0.032	0.329
	LN(Realer Bezugsrechtswert)	0.1562	3.21**	0.001				-0.018	0.582
	Anzahl junger Aktien (in %)	0.1309	2.70**	0.007				-0.008	0.823
	Konstante	-0.1052	-0.17	0.863					
❸	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.0819	-1.63	0.104	9.8776	0.0678	2.163	0.029	0.377
	Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.2406	4.32**	0.000				-0.035	0.288
	Relatives Emissionsvolumen	0.1771	3.32**	0.001				0.051	0.125
	Konstante	-0.6781	-1.00	0.318					
❹	LN(Reales, abs. Emissionsvolumen)	-0.1330	-2.75**	0.006	8.4856	0.0588	2.115	0.033	0.322
	LN(Realer Bezugsrechtswert)	0.1850	3.82**	0.000				-0.017	0.617
	Relatives Emissionsvolumen	0.0952	1.96	0.051				-0.008	0.818
	Konstante	-0.0899	-0.15	0.884					

Die 1%-Grenze für den F-Test liegt bei $F = 3,95$. Für den Test auf Autokorrelation gilt (10%, zweiseitig): $1,738 < DW < 2,201$.

In allen Fällen weist das Vorzeichen in die erwartete Richtung. Insbesondere mit der zweiten Gleichung ist es möglich, die Ankündigungsreaktion durch das absolute Emissionsvolumen ($t = -2,67$), die Höhe des Bezugsrechtswertes ($t = 3,21$) und durch die Anzahl neuer Aktien ($t = 2,70$) zu erklären. Die vorliegende Untersuchung identifiziert demnach drei auf dem 1%-Niveau signifikante Exogene, R^2 beträgt 0,0667 ($F = 9,69$).

Nach den hier vorliegenden Ergebnissen der Regressionsanalyse unter Beachtung der aufgezeigten Kollinearität ist man geneigt, H_5 und H_6 anzunehmen. Es bleibt zunächst offen, ob H_3 oder H_4 gleichermaßen oder ob entweder H_3 oder H_4 anzunehmen sind.

In Kap. 5 ist herausgearbeitet worden, daß sich die negativen Ankündigungseffekte bei Aktien von DAX-Unternehmen sofort, bei DAX100-Unternehmen erst in den Tagen nach der Ankündigung in den Kursen niederschlagen. Dieser spezielle Aspekt soll gezielt in einer Regressionsanalyse untersucht werden. In Tab. 6 sind nur zwei voneinander unabhängige Größen ersichtlich, die die Ankündigungsreaktion bei DAX-Werten bestimmen: Das absolute Emissionsvolumen und die Höhe des Bezugspreises/Bezugsrechts.²⁰ Die nicht dokumentierte Integration der Variablen in eine gemeinsame Gleichung erhöht den F-Wert nicht mehr.

Die bei KE begebene Anzahl neuer Aktien ist bei DAX-Werten deutlich geringer als bei kleineren Unternehmen ($v = 4,21$ bzw. $v = 4,60$; vgl. Tab. 10) und spielt für die Ankündigungsreaktion bei diesen Unternehmen keine Rolle. Das höhere absolute Emissionsvolumen wird durch einen ähnlich hohen Bezugspreis wie bei kleineren Unternehmen generiert ($v = 1,62$ bzw. $v = 1,32$; vgl. Tab. 10), so daß insgesamt vergleichsweise niedrige Werte für das Bezugsrecht resultieren. Werden die verschiedenen Exogenen verwendet, um die kumulierte, durchschnittliche abnormale Rendite in t_{+3} bis t_{+15} zu erklären, so kann kein Zusammenhang nachgewiesen werden.

²⁰ Allerdings liegt bei den drei Gleichungen serielle Korrelation vor, d. h., die Signifikanz der Koeffizienten ist überschätzt worden.

Tab. 6: Lineare Einfachregressionen (DAX-Werte, n = 132)								
Abhängige Variable: $KDAR_{t_0,t_1}$								
<i>Unabhängige Variablen</i>	<i>Koeffizient</i>	<i>T-Wert</i>	<i>Sign. (T)</i>	<i>F-Wert</i>	<i>R²</i>	<i>DW</i>	<i>τ</i>	<i>Sign. (τ)</i>
LN (Reales, absolutes Emissionsvolumen)	-0.2325	-2.73**	0.0073	7.4300	0.0540	2.339	0.018	0.762
Konstante	2.9938	2.64**	0.0093					
Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.2880	3.43**	0.0008	11.7587	0.0830	2.476	0.007	0.903
Konstante	-1.1377	-3.26**	0.0014					
Anzahl junger Aktien (in %)	0.0268	0.31	0.7597	0.0940	0.0007	2.223	0.160	0.007
Konstante	-0.1506	-0.48	0.6349					
LN (Realer Bezugsrechtswert)	0.2586	3.05**	0.0027	9.3197	0.0669	2.409	0.029	0.626
Konstante	-1.3963	-3.02**	0.0031					
Relatives Emissionsvolumen	-0.1233	-1.42	0.1591	2.0058	0.0152	2.241	0.057	0.329
Konstante	0.2402	0.89	0.3770					

Für die DW-Statistik gelten in diesem Fall die Grenzen $1,696 < DW < 2,273$.

Dieses Ergebnis kann das der Portefeuille-Bildung nicht widerlegen: Aktien von DAX-Unternehmen reagieren „informationseffizient“ in bezug auf die Ankündigung einer Bezugsrechtsemission. Bei DAX100-Unternehmen spielen in der Ankündigungsperiode nur die Anzahl neuer Aktien und das relative Emissionsvolumen eine Rolle, wie Tab. 7 zeigt (Multiple Regressionen können den F-Wert in diesem Fall nicht weiter erhöhen; die Kombination der verschiedenen Variablen miteinander erhöht deren Signifikanz nicht).

Tab. 7: Lineare Einfachregressionen (DAX100-Werte, n = 120)								
Abhängige Variable: $KDAR_{t_0,t_1}$								
<i>Unabhängige Variablen</i>	<i>Koeffizient</i>	<i>T-Wert</i>	<i>Sign. (T)</i>	<i>F-Wert</i>	<i>R²</i>	<i>DW</i>	<i>τ</i>	<i>Sign. (τ)</i>
LN (Reales, absolutes Emissionsvolumen)	-0.0502	-0.55	0.5863	0.2977	0.0025	2.048	0.020	0.741
Konstante	1.1662	0.92	0.3573					
Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1376	1.51	0.1339	2.2774	0.0189	2.023	-0.047	0.449
Konstante	-0.4454	-0.65	0.5166					
Anzahl junger Aktien (in %)	0.2391	2.67**	0.0085	7.1525	0.0572	2.034	0.017	0.789
Konstante	-0.5451	-1.14	0.2564					
LN (Realer Bezugsrechtswert)	0.0980	1.07	0.2869	1.1442	0.0096	2.024	-0.030	0.623
Konstante	-0.4303	-0.47	0.6376					
Relatives Emissionsvolumen	0.2053	2.28*	0.0245	5.1912	0.0421	2.044	-0.009	0.888
Konstante	-0.3455	-0.75	0.4572					

Die Grenzen für den DW-Test liegen bei $1,680 < DW < 2,285$.

Der Korrelationskoeffizient von Bravais-Pearson zwischen den Ausprägungen beider Merkmale bei DAX-100-Werten beträgt $r = 0,4818$, womit (vgl. auch Tab. 4 und Diskussion) nahelegt, daß nur ein Effekt für die Ankündigung bei DAX100-Werten verantwortlich ist. Es scheint dies die Anzahl der Aktien und nicht die Veränderung des Verschuldungsgrades zu sein, wie die t- und F-Werte in Tab. 7 vermuten lassen. Anders als bei DAX-Werten können Kursreaktionen bei DAX100-Werten im Zeitraum t_{+3} bis t_{+15} auf die Parameter der KE zurückgeführt werden (vgl. Tab. 8). Ein hohes, absolutes Emissionsvolumen bedingt eine negative Reaktion bei diesen Aktien. Der Koeffizient beträgt -0,39 mit einem t-Wert von -4,56. Auffällig ist, daß im Gegensatz zur Ankündigungsperiode (vgl. Tab. 7) eine hohe

Anzahl neuer Aktien und ein hohes relatives Emissionsvolumen von t_{+3} bis t_{+15} nicht mehr positiv bewertet wird, sondern negativ.

Tab. 8: Lineare Einfachregressionen (DAX100-Werte, n = 120)								
Abhängige Variable: $KDAR_{t_{+3},t_{+15}}$								
Unabhängige Variablen	Koeffizient	T-Wert	Sign. (T)	F-Wert	R ²	DW	τ	Sign. (τ)
LN (Reales, absolutes Emissionsvolumen)	-0.3874	-4.56**	0.0000	20.8302	0.1500	1.907	0.031	0.615
Konstante	7.9879	3.81**	0.0002					
Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1894	2.10*	0.3830	4.3904	0.0359	1.739	0.001	0.993
Konstante	-3.6761	-3.01**	0.0032					
Anzahl junger Aktien (in %)	-0.2910	-3.30**	0.0013	10.9154	0.0847	1.957	-0.027	0.666
Konstante	0.9397	1.11	0.2704					
LN (Realer Bezugsrechtswert)	0.1047	1.14	0.2550	1.3086	0.0110	1.799	0.008	0.897
Konstante	-3.1251	-1.91	0.0592					
Relatives Emissionsvolumen	-0.3027	-3.45**	0.0008	11.9022	0.0916	1.79	-0.015	0.803
Konstante	0.8920	1.10	0.2747					

Im Gesamtsample besteht kein Zusammenhang zwischen einem hohen absoluten Emissionsvolumen und der Anzahl junger Aktien ($r = 0,0101$, siehe Tab. 1). Bei DAX-100-Werten besteht jedoch ein engerer Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen ($r = 0,3641$). Vergleichbares gilt auch für den Zusammenhang zwischen dem absoluten und dem relativen Emissionsvolumen (im Gesamtsample $r = 0,0865$, bei den DAX-100-Werten allein $r = 0,4818$). Unter Berücksichtigung dieser Zusammenhänge wird vermutet, daß die Anzahl junger Aktien und das relative Emissionsvolumen in diesen Regressionen den Einfluß des absoluten Emissionsvolumens messen, wodurch sich ihr Vorzeichen umkehrt. Die Konstruktvalidität im Untersuchungsaufbau ist gestört, denn die operationalisierten Variablen „relatives Emissionsvolumen“ und „Anzahl neuer Aktien“ messen nicht mehr eindeutig den Einfluß der theoretischen Variablen „Kapitalstruktur-“ und „Informationseffekt“. Das Ergebnis ist in diesem Falle folglich in bezug auf die theoretischen Variablen irrelevant. Es kann auch durch weitere, hier nicht dokumentierte Regressionen gezeigt werden, daß der ausmachende Betrag mit der Anzahl neuer Aktien einerseits und mit dem relativen Emissionsvolumen andererseits korreliert ist. Es bleibt folglich keine Variable zur Erklärung der negativen Überrenditen bei DAX100-Werten als die Höhe des absoluten Emissionsvolumens.

Tab. 9: Lineare Einfachregressionen (CDAX-Werte, n = 159)								
Abhängige Variable: $KDAR_{t_0,t+1}$								
Unabhängige Variablen	Koeffizient	T-Wert	Sign. (T)	F-Wert	R ²	DW	τ	Sign. (τ)
LN (Reales, absolutes Emissionsvolumen)	-0.1140	-1.44	0.1524	2.0683	0.0130	1.907	0.010	0.845
Konstante	1.5651	1.84	0.0680					
Bezugspreis (proz. Abschlag)	0.1899	2.42*	0.0165	5.8738	0.0361	1.888	-0.055	0.304
Konstante	-0.5763	-1.31	0.1937					
Anzahl junger Aktien (in %)	0.0948	1.19	0.2348	1.4227	0.0090	1.914	-0.012	0.825
Konstante	0.6248	0.19	0.8513					
LN (Realer Bezugsrechtswert)	0.2095	2.68**	0.0081	7.2043	0.0439	1.900	-0.012	0.824
Konstante	-1.1582	-1.91	0.0577					
Relatives Emissionsvolumen	-0.0038	-0.05	0.9623	0.9623	0.0000	1.908	-0.037	0.494
Konstante	0.3852	1.35	0.1788					

Aus Tab. 9 wird ersichtlich, welche Parameter die Ankündigungsreaktion bei kleinen, im CDAX-Index repräsentierten Unternehmen bedingen.²¹ Allein der Bezugspreis und der Bezugsrechtswert (der Korrelationskoeffizient zwischen beiden beträgt $r = 0.71$) können die Ankündigungsreaktion bei CDAX-Werten erklären. Eine Kombination dieser Variablen mit anderen, hier nicht signifikanten Einflußgrößen führt weder zur Erhöhung der t-Werte noch des F-Wertes. Anders als bei DAX100-Werten kann keine exogene Variable die Überrenditen im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+15} erklären, was auf Informationseffizienz bei diesen Titeln schließen läßt. Tab. 10 faßt die durchschnittlichen Ausprägungen der untersuchten Merkmale zusammen.

Tab. 10: Mittelwerte für Unternehmensgrößen					
	realer Wert des BR	absolutes Emissionsvol.	Abschlag in %	Relatives Emissionsvol.	Anzahl neuer Aktien in %
DAX-Werte n=132	24.15	575.73	39.9	9.00	15.0
	27.71	463.49	20.0	6.74	9.1
DAX100-Werte n=120	29.05	197.65	36.1	13.89	21.9
	35.09	302.14	16.5	10.57	15.7
CDAX-Werte n=159	40.83	78.47	43.2	13.57	22.3
	60.09	98.75	22.2	14.10	17.4
Die erste Zeile enthält jeweils den Mittelwert, die zweite die Standardabweichung; DM-Werte Stand 1985					
v-Werte für den approximativen Gaußtest					
DAX und DAX100	1.223	7.736 **	1.619	4.324 **	4.206 **
DAX und CDAX	3.123 **	12.100 **	1.362	3.614 **	4.603 **
DAX100 und CDAX	2.051 *	4.157 **	3.065 **	0.216	0.226

Bei der Interpretation des relativen Emissionsvolumens als Gradmesser für die Bedeutung der Kapitalstrukturhypothesen tritt eine Überschneidung mit der Variablen „Anzahl neuer Aktien“ auf, die die Signalfunktion prüft. Der Korrelationskoeffizient beider Variablen beträgt $r = 0,87$. In der Regressionsanalyse ist es im Gegensatz zur Portefeuille-Bildung möglich, die Wirkungen der Größen voneinander zu trennen. Bei den Einfachregressionen

²¹ Für $n = 159$ und eine unabhängige Variable gilt $1,727 < DW < 2,248$.

(Tab. 2) ist das relative Emissionsvolumen nicht signifikant. In Gleichungen mit zwei Exogenen erreicht das relative Emissionsvolumen einen niedrigeren F-Wert als die Anzahl neuer Aktien (vgl. Tab. 3, Nr. 3 und 4). Die Ergebnisse in Tab. 4 bestätigen die Kollinearität beider Variablen. Schließlich weist das relative Emissionsvolumen bei der simultanen Betrachtung dreier Exogener keine Signifikanz mehr auf (vgl. Tab. 5). Unter Berücksichtigung dieser Gesichtspunkte wird gefolgert, daß das relative Emissionsvolumen nicht relevant für die Ankündigungsreaktion ist. H_1 und H_2 werden abgelehnt. Entscheidend ist hingegen die Anzahl neuer Aktien, weshalb H_6 angenommen wird. Diese These wird auch von den weiteren (hier nicht dokumentierten) Untergliederungen der Portefeuilles bestätigt: Es ist ersichtlich, daß es in Fällen mit hohem relativen Emissionsvolumen nicht per se, sondern nur in Abhängigkeit von anderen Parametern zu positiven Überrenditen kommt.

Die Querschnittsregressionen haben den negativen Einfluß eines absolut hohen Emissionsvolumens bestätigt und diesbezüglich weiteren Aufschluß gegeben. Bei DAX-Werten, die nach dem Ergebnis der Portefeuille-Bildung auf ein großes absolutes Emissionsvolumen nicht negativ reagieren,²² ist der ausmachende Betrag in Zusammenhang mit der Wahl des Bezugspreises der ausschlaggebende Parameter. Bei großen Gesellschaften ist die nominale Erhöhung des gezeichneten Kapitals geringer als bei kleineren Unternehmen ($v = 2,60$), so daß ein großes Emissionsvolumen, das die Marktteilnehmer verstimmt, im allgemeinen eher durch einen hohen Bezugspreis als durch eine hohe Zahl neuer Aktien generiert wird.²³

Bei DAX100-Werten ergibt sich nur dann eine Ankündigungsreaktion, wenn eine hohe Anzahl neuer Aktien ausgegeben werden soll. In diesem Falle sind positive Überrenditen feststellbar. Die anderen Parameter, nämlich das absolute Emissionsvolumen, der Bezugspreis und der Bezugsrechtswert haben keinen Einfluß. In den Tagen t_{+3} bis t_{+15} treten bei DAX100-Unternehmen negative Überrenditen auf, die auf die Höhe des absoluten Emissionsvolumens zurückzuführen sind. Die Marktteilnehmer reagieren dann positiv auf die Ankündigung eines CDAX-Unternehmens, wenn der Bezugsrechtswert hoch und der Bezugspreis relativ niedrig sind. Das absolute Emissionsvolumen besitzt keine besondere Bedeutung bei kleinen Unternehmen, genausowenig wie die Anzahl neuer Aktien. Im

²² Der Grund liegt darin, daß 113 von 132 DAX-Unternehmen eine KE mit hohem absoluten Emissionsvolumen angekündigt haben.

Zeitraum nach der Ankündigung sind bei CDAX-Aktien keine abnormalen Renditen feststellbar.

6 Empirische Relevanz der Hypothesen zum Ankündigungseffekt

Bei der vorliegenden Untersuchung konnte die empirische Relevanz der Kapitalstrukturhypothesen nicht nachgewiesen werden. Das Ergebnis der Portefeuille-Bildung weist zwar auf eine Bedeutung des relativen Emissionsvolumens, das als operationalisierte Variable für diese Hypothesen verwendet wurde, hin. In der anschließenden Querschnittsanalyse gelingt jedoch der Nachweis, daß ein Ankündigungseffekt bei hohem relativen Emissionsvolumen auf die Ausgabe einer hohen Anzahl neuer Aktien und nicht auf die Veränderung des Verschuldungsgrades zurückzuführen ist. H_1 und H_2 werden folglich verworfen. Dieses Ergebnis ist nicht überraschend. So hat z. B. Witte (1981) darauf hingewiesen, daß im Regelfall die Gläubiger durch ihre Vertreter in den Kontrollgremien der Kapitalgesellschaften vor fremdfinanzierungsbedingten Agency-Kosten hinreichend geschützt sind. Demnach scheinen fremdfinanzierungsbedingte Agency-Kosten in Deutschland nur dann bedeutend zu sein, wenn die betroffenen Unternehmen bereits gravierende finanzielle Probleme haben, was für die Mehrheit der an dieser Untersuchung beteiligten Unternehmen bezweifelt werden darf.

Das absolute Emissionsvolumen fungiert zusätzlich als Stellvertreter für die Kapitalstrukturhypothesen. Die Korrelation zwischen dem absoluten und dem relativen Emissionsvolumen bei allen 411 Ankündigungen beträgt jedoch nur $r = 0,0865$ (vgl. Tab. 1). Aufgrund des niedrigen Korrelationskoeffizienten wird an dieser Stelle bezweifelt, daß der ausmachende Betrag als Stellvertreter für die Kapitalstrukturhypothesen generell geeignet ist. Das relative Emissionsvolumen stellt theoretisch die bessere Untersuchungsvariable für die Veränderung des Verschuldungsgrades dar. Sie kann den Ankündigungseffekt in dieser Untersuchung nicht erklären. Der geringe Zusammenhang zwischen absolutem und relativem Emissionsvolumen läßt es nicht zu, dem theoretisch zur Erklärung der Kapitalstrukturhypothesen schlechter geeigneten ausmachenden Betrag eine Relevanz in Hinblick auf die Erklärung dieser Hypothesen zuzuschreiben, wenn dem theoretisch besser geeigneten

²³ Der Bravais-Pearson Korrelationskoeffizient zwischen dem absoluten Emissionsvolumen und dem Bezugsrechtswert bei DAX-Werten beträgt $r = -0,1346$ und ist damit deutlich niedriger als bei Betrachtung aller Ankündigungen ($r = -0,0766$, vgl. Tab. 2). Dasselbe gilt für den Korrelationskoeffizienten zwischen dem ausmachenden Betrag und dem Bezugspreis bei DAX-Werten, der $r = -0,4787$ beträgt ($r = -0,3005$ für alle Ankündigungen, vgl. Tab. 2).

relativen Emissionsvolumen keine Bedeutung beizumessen ist. Der nachgewiesene Einfluß des ausmachenden Betrages kann, wie in Kap. 2 erläutert, auch die Relevanz von Preisdruck- und Informationshypothese belegen. Resümierend läßt sich sagen, daß die Überrenditen in Zusammenhang mit dem absoluten Emissionsvolumen nicht auf Kapitalstruktureffekte zurückzuführen sind.

Bei DAX100-Unternehmen kommt es zu einer positiven Ankündigungsreaktion, wenn die Anzahl neuer Aktien hoch ist. Anhand des auf Bezugsrechtsemissionen übertragenen Modells von Miller/Rock (1985) in Zusammenhang mit den Untersuchungen über die Dividendenkontinuität ist gezeigt worden, daß eine große Anzahl neuer Aktien positive Gewinnerwartungen des Managements signalisieren kann. Nach den Ergebnissen der hier vorliegenden Untersuchung ist dieser Erklärungsansatz für DAX100-Unternehmen relevant. Die Marktteilnehmer erhöhen in diesem Falle ihre Gewinnschätzungen und es gibt positive Kurseffekte. Auch bei CDAX-Unternehmen spielt die Gestaltung der Konditionen die entscheidende Rolle: Hier wird ein hoher Bezugsrechtswert und ein niedriger Bezugspreis von den Marktteilnehmern als positives Signal interpretiert.

Bei DAX-Werten konnte die positive Signalfunktion einer hohen Anzahl neuer Aktien nicht nachgewiesen werden. Der Bezugsrechtswert ist, in Zusammenhang mit dem Emissionsvolumen, von entscheidender Bedeutung. Es ist gezeigt worden, daß es einen im Vergleich zum Gesamtsample engen (negativen) Zusammenhang zwischen Emissionsvolumen und Bezugsrechtswert gibt, weil große Unternehmen ihr nominales Kapital signifikant geringer erhöhen. Einem hohen Bezugsrechtswert könnte eine positive Signalfunktion im Sinne des Miller/Rock-Modells (1985) zugesprochen werden. Die negativen Ankündigungsreaktionen bei DAX-Werten im Falle von großen Emissionsvolumina, die mit verhältnismäßig hohen Bezugspreisen ($r = 0,4787$) einhergehen, sind ebenfalls durch dieses Modell gut zu erklären. Der Ausschüttungseffekt des Bezugsrechts ist schwächer als der Effekt der Aufnahme von neuem Kapital. Von der niedrigen Nettodividende schließen die Marktteilnehmer auf einen zukünftig niedrigeren Cash-Flow – es kommt zu einer negativen Ankündigungsreaktion. Allerdings wirkt die Kapitalerhöhung im Miller/Rock-Modell substitutiv. Mit einer „Vorratsemission“ ist kein Signal über ein Investitionsprojekt verbunden. Vermutlich wird in diesem Falle die negative Ankündigungsreaktion noch verstärkt. Obwohl in der vorliegenden Arbeit der Verwendungszweck der neuen Mittel nicht erhoben wurde, kann bei großen Gesellschaften vermutet werden, daß mit dem neuen Kapital vergleichsweise selten einzelne,

umfangreiche Investitionsprojekte finanziert werden. Wahrscheinlicher ist es, daß diese Mittel in verschiedenen Bereichen des Unternehmens zur Investition verwendet werden. In diesem Falle sendet das Unternehmen für die Marktteilnehmer bezüglich der Mittelverwendung kein nachvollziehbar positives Signal.

Die Abhängigkeit der Ankündigungsreaktion vom absoluten Emissionsvolumen und dem Bezugspreis kann auch dadurch erklärt werden, daß die Aktionäre annehmen, daß das Management nicht in ihrem Interesse handelt. Dann geht von einem hohen Bezugspreis möglicherweise ein negatives Signal aus, da sich die Altaktionäre weniger als Adressaten der Kapitalerhöhung fühlen, die an einem vorteilhaften Investitionsprojekt beteiligt werden sollen. Diese Erklärung dürfte wiederum besonders relevant sein, wenn eine „Vorratsemission“ angekündigt wird. Ein Argument gegen die Bedeutung von Informationshypothese bei Großunternehmen ist, daß diese mehr als kleinere Unternehmen im Lichte der Öffentlichkeit stehen und kontinuierlich von einer großen Zahl von Finanzanalysten beobachtet, analysiert und bewertet werden. Es ist unwahrscheinlich, daß diese ihre Gewinnschätzungen an den Konditionen einer Kapitalerhöhung orientieren, die bei vielen DAX-Werten ohnehin regelmäßig durchgeführt wird. Bei kleinen Unternehmen ist es wahrscheinlicher, daß die Marktteilnehmer unterschiedliche Einschätzungen in bezug auf dessen Zukunft haben. Die positiven Signalling-Effekte bei mittleren und kleineren Unternehmen sollten demnach als relativ gesichert gelten. Die Deutung des empirischen Ergebnisses bezüglich größerer Unternehmen ist unklar. Möglicherweise kommt hier einem hohen Bezugsrechtswert positive Signalfunktion zu. Ein großes Emissionsvolumen stellt vermutlich für die Marktteilnehmer ein negatives Signal dar.

Das absolute Emissionsvolumen ist die einzige Variable, die die Relevanz von Preisdruckhypothese messen kann (H_3). Es kann jedoch auch die Relevanz von Informationshypothese (H_4) belegen und zusätzlich als Stellvertreter der Kapitalstrukturhypothese fungieren. Die folgenden Überlegungen über die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit führen zu dem Schluß, H_3 anzunehmen, H_4 aber abzulehnen.

Es ist festgestellt worden, daß der ausmachende Betrag mit ausschlaggebend für die Ankündigungsreaktion bei großen, im DAX-Index vertretenen Unternehmen, und einzig bedeutend für die Reaktion der DAX100-Unternehmen im Zeitraum t_{+3} bis t_{+15} , ist. Bei weiteren, hier nicht dokumentierten Portefeuille-Untergliederungen zeigt sich, daß es bei

DAX100-Unternehmen zu einer positiven Ankündigungsreaktion bei einer hohen Anzahl neuer Aktien kommt. In Kap. 2.3 ist erörtert worden, warum dieser Ankündigungseffekt durch Informationshypothesen gut erklärt werden kann. H_6 gilt besonders für DAX100-Unternehmen. In demselben Portefeuille kommt es dann im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} zu signifikant negativen Überrenditen. Die Regressionsanalyse führt diese und weitere Überrenditen bis zum 15. Tag nach der Ankündigung auf den negativen Einfluß des absoluten Emissionsvolumens zurück.

Kapitalstruktureffekte kommen zur Erklärung dieser negativen Reaktion nicht in Betracht (vgl. Kap. 6), da das relative Emissionsvolumen keine hinreichende Erklärungskraft besitzt. Die hohe Anzahl neuer Aktien ist von den Marktteilnehmern anfangs als positives Signal gemäß H_6 interpretiert worden. Es ist nicht einsichtig, warum ein hohes absolutes Emissionsvolumen für die Investoren nur wenige Tage später dann ein negatives Signal über die Zukunft des Unternehmens darstellt und warum es 3 bis 15 Tage dauern sollte, bis die Marktteilnehmer dieses negative Signal wahrnehmen. Insofern ist das Vorliegen von volumenbedingten Informationseffekten nach Scholes (1972, vgl. auch Kap. 2.2. dieser Arbeit) unwahrscheinlich. Lügen diese vor, so fragt sich, warum sich deren Berücksichtigung in den Kursen über den verhältnismäßig langen Zeitraum von 13 Tagen erstrecken sollte. Denn die anderen positiven, bezüglich des Bezugsrechts und der Anzahl neuer Aktien identifizierten Signaleffekte führen nur innerhalb der Ankündigungsperiode zu Überrenditen. H_4 wird folglich abgelehnt.

Temporäre oder permanente Preisdruckeffekte können diese negativen abnormalen Renditen erklären. Die relative Marktmenge der DAX100-Aktien spielt dabei möglicherweise eine Rolle. Für die Relevanz von Preisdruckhypothesen spricht die insgesamt zu beobachtene Asymmetrie bei den festgestellten Überrenditen: Positive Reaktionen werden sofort vom Markt „verarbeitet“, negative schlagen sich teilweise erst später nieder. Bereits Abb. 1 zeigt, daß die Inanspruchnahme des Kapitalmarktes Ende der 80er Jahre deutlich angestiegen ist. Bei der Untersuchung weiterer Portefeuilles in den unterschiedlichen Zeiträumen werden bei DAX100-Werten von 1983 bis 1989 keine Überrenditen im Zeitraum von t_{+3} bis t_{+10} nachgewiesen; im Zeitraum von 1990 bis 1994 hingegen liegen negative abnormale Renditen vor. Obwohl es denkbar ist, daß sich auch Informationseffekte im Zeitablauf ändern, spricht die Kapitalmarktbelastung für die Relevanz der Preisdruckhypothesen. H_3 wird nach den Ergebnissen dieser Untersuchung angenommen.

Die Ankündigungsreaktion bei DAX-Werten wird durch die Höhe des absoluten Emissionsvolumens und des Bezugsrechts bestimmt. Es ist möglich, daß volumenbedingte Informationseffekte im Sinne von Scholes (1972) bedeutend sind. Möglicherweise aber haben auch hier Preisdruckeffekte Relevanz, die wegen der größeren Liquidität bei DAX-Aktien zu Kursrückgängen führen, die sich nur in der Ankündigungsperiode bemerkbar machen. Werden die ermittelten abnormalen Renditen von DAX-Ankündigungen im Zeitablauf verglichen, so ist bei 29 Ankündigungen zwischen 1990 und 1994 über die gesamte Ereignisperiode eine signifikante Überrendite festzustellen ($KDART_{-30,t+30} = -3,08\%$; $t = -2,62$; $t_c = -2,44$). Bei den 39 Ankündigungen von DAX-Unternehmen zwischen 1983 und 1989 war dies nicht der Fall ($KDART_{-30,t+30} = 2,65\%$; $t = 1,37$; $t_c = 1,08$). Ähnlich wie bei DAX100-Werten hat demnach auch bei DAX-Werten die Bedeutung des absoluten Emissionsvolumens in den letzten Jahren zugenommen. Die Tatsache, daß bei CDAX-Werten das absolute Emissionsvolumen unbedeutend ist, spricht ebenfalls für die Existenz von Preisdruckeffekten bei größeren Gesellschaften. DAX-Werte haben durchschnittlich ein 7,3fach, DAX100-Werte immer noch ein 2,5fach höheres Emissionsvolumen als CDAX-Werte (vgl. Tab. 10). Ob es sich bei den festgestellten Effekten um permanenten oder temporären Preisdruck handelt, kann in dieser Untersuchung nicht ermittelt werden; für diesen Nachweis hätte die beobachtete Ereignisperiode ausgedehnt werden müssen. Abb. 7 legt die Vermutung nahe, daß es sich zumindest bis zum 30. Tag nach der Ankündigung um einen permanenten Effekt handelt.

7 Zusammenfassung

Die vorliegende Studie untersucht die Auswirkung der Ankündigung von 411 deutschen Barkapitalerhöhungen in Form von Bezugsrechtsemissionen zwischen 1973 und 1994. Sie ergänzt die Ergebnisse anderer empirischer Arbeiten um Kapitalerhöhungen, die nach 1988 angekündigt wurden. Der Versuch, den Ursachen des Ankündigungseffektes auf den Grund zu gehen, hat ein vielschichtiges Bild erkennen lassen. Im folgenden werden die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchung in Thesenform zusammengefaßt.

- Im Durchschnitt kommt es bei deutschen Bezugsrechtsemissionen zu keiner signifikanten Ankündigungsreaktion. Die Kurseffekte sind je nach Unternehmensgröße auf verschiedene Ursachen zurückzuführen.

- Der deutsche Aktienmarkt ist informationseffizient bei der Ankündigung einer Bezugsrechtsemission von im DAX-Index vertretenen Aktien. Ab dem zweiten Tage nach der Ankündigung sind bei diesen Werten keine Überrenditen mehr feststellbar. Die Ankündigungsreaktion bei DAX-Werten wird durch die Höhe des absoluten Emissionsvolumens und des Bezugsrechts bestimmt. Ursachen für die Kursveränderungen der betreffenden Aktien sind die Übertragung von bewertungsrelevanten Informationen und/oder Preisdruckeffekte.
- Bei Aktien, die im DAX100-Index (ohne DAX-Werte) vertreten sind, sind zwischen dem 3. und 15. Tag nach der Ankündigung negative, abnormale Renditen nachweisbar, die auf ein hohes absolutes Emissionsvolumen zurückgeführt werden können. Hypothesen über permanente oder temporäre Preisdruckeffekte können die negativen Überrenditen am besten erklären. Der deutsche Aktienmarkt ist bezüglich dieser Wertpapiere bei der Ankündigung einer Kapitalerhöhung nicht informationseffizient.
- Das Management mittlerer und kleinerer Gesellschaften kann mit der Wahl der Bezugsbedingungen positive Zukunftsaussichten des Unternehmens signalisieren. Die Marktteilnehmer reagieren bei DAX100-Unternehmen auf eine hohe Zahl neuer Aktien und bei CDAX-Unternehmen auf einen hohen Bezugsrechtswert positiv.
- Die Bedeutung von Kapitalstrukturhypothesen, die den Ankündigungseffekt in Zusammenhang mit der Frage nach einer möglichen optimalen Kapitalstruktur zu erklären versuchen, wird verneint. Die Veränderung des Verschuldungsgrades durch eine Eigenkapitalerhöhung ist nicht Ursache für die Reaktion der Marktteilnehmer.

Im Laufe der Untersuchung sind viele Fragen aufgeworfen worden. Einige davon konnten beantwortet werden. Ein ungelöstes Problem ist, wie eine angekündigte Verwendung der neuen liquiden Mittel durch das Unternehmen von den Marktteilnehmern bewertet wird. In Hinblick auf eine weitere Bestätigung der Relevanz von Preisdruckeffekten könnte zusätzlich die Umsatztätigkeit bei den betreffenden Aktien untersucht werden. Weiterhin bedarf die Ankündigung verbundener Kapitalmaßnahmen, wie der „Schütt-aus-hol-zurück“-Politik, empirischer Untersuchung. Die vorliegende Studie hat auch gezeigt, daß nicht zu jeder Zeit gleich auf eine Kapitalerhöhung reagiert wird. Hier könnten Nachforschungen, wie die Marktteilnehmer unter verschiedenen makroökonomischen Rahmenbedingungen reagieren, fruchtbar sein.

Literatur

- Asquith, P. / Mullins, D. W. jr. (1986): Equity issues and offering dilution, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, S. 61-89.
- Barclay, M. J. / Litzenberger, R. H. (1988): Announcement effects of new equity issues and the use of intraday price data, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, S. 71-99.
- Böttcher, T. (1980): Der Emissionskurs junger Aktien - unter dem Gesichtspunkt der Dividendenkonstanz bei Kapitalerhöhungen gegen Einlage, in: *Geld, Banken und Versicherungen*, Band 1, Karlsruhe, S. 502-518.
- Brakmann, H. (1993): *Aktienemissionen und Kurseffekte*, Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden.
- Brown, S. J. & Warner, J. B. (1980): Measuring security price performance, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, S. 205-258.
- Büning, H. / Trenkler, G. (1978): *Nichtparametrische statistische Methoden*, Berlin und New York.
- Corrado, C. J. (1989): A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, S. 385-395.
- Dimson, E. (1979): Risk measurement when shares are subject to infrequent trading, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, S. 197-226.
- Eckbo, B. E. / Masulis, R. W. (1992): Adverse selection and the rights offer paradox, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, S. 293-332.
- Fama, E. F. (1970): Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, in: *Journal of Finance*, Vol. 25, S. 383-417.
- Franke, H. / Hax, H. (1994): *Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt*, 3. Auflage, Berlin.
- Gebhardt, G. / Entrup, U. / Heiden, S. (1994): *Die Relevanz von Kapitalerhöhungen aus Gesellschaftsmitteln*, Arbeitsbericht, Frankfurt.
- Göppel, H. / Schütz, H. (1992): Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX), in: *Diskussionspapier Nr. 162*, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Karlsruhe.
- Hess, A. C. / Bhagat, S. (1986): Size effects of seasoned stock issues: Empirical evidence, in: *Journal of Business*, Vol. 59, S. 567-584.
- Hietala, P. / Löyttyniemi, T. (1992): An implicit dividend increase in rights issues: Theory and evidence, Working Paper, INSEAD, Paris.
- Hort, H. (1984): *Zur Dividendenpolitik der Aktiengesellschaften des verarbeitenden Gewerbes in der Bundesrepublik Deutschland*, Saarbrücken.
- König, R. J. (1991): Dividende und Jahresüberschuß, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 61. Jahrgang, S. 1149-1155.
- Kolodny, R. / Suhler, D. R. (1985): Changes in capital structure, new equity issues, and scale effects, in: *Journal of Financial Research*, Vol. 8, S. 127-136.
- Lehmann, M. (1978): *Eigenfinanzierung und Aktienbewertung*, Wiesbaden.
- Levy, H. / Sarnat, M. (1971): Risk dividend policy, and the optimal pricing of a rights offering: A comment, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 3, S. 840-849.
- Markowitz, H. M. (1959): *Portfolio selection: Efficient diversification of investments*, New York.

- Marsh, P. (1979): Equity rights issues and the efficiency of the UK stock market, in: *Journal of Finance*, Vol. 34, S. 839-862.
- Masulis, R. W. / Korwar, A. N. (1986): Seasoned equity offerings. An Empirical Investigation, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, S. 91-118.
- Mikkelson, W. H. / Partch, M. M. (1986): Valuation effects of security offerings and the issuance process, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, S. 31-60.
- Miller, M. H. / Modigliani, F. (1961): Dividend policy, growth and the valuation of shares, in: *Journal of Business*, Vol. 34, S. 411-433.
- Miller, M. H. / Rock, K. (1985): Dividend policy under asymmetric information, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, S. 1031-1051.
- Modigliani, F. / Miller, M. H. (1958): The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment, in: *American Economic Review*, Vol. 48, S. 261-297.
- Scholes, M. S. (1972): The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices, in: *Journal of Business*, Vol. 45, S. 179-211.
- Scholes, M. / Williams, J. (1977): Estimating betas from nonsynchronous data, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, S. 309-327.
- Smith, C. W. jr. (1986): Investment banking and the capital acquisition process, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, S. 3-29.
- Studenmund, A. H. (1992): *Using Econometrics*, Harper Collins, New York.
- Witte, E. (1981): Der Einfluß der Anteilseigner auf die Unternehmenspolitik, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 51. Jahrgang, S. 733-779.
- Zimmermann, H. (1986): *Kapitalerhöhungen und Aktienmarkt*, Institut für Wirtschaftspolitik an der Universität zu Köln, Köln.