

**JOHANN WOLFGANG GOETHE-UNIVERSITÄT
FRANKFURT AM MAIN**

FACHBEREICH WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN

Holger Daske / Moritz Bassemir / Felix F. Fischer

**Manipulation des Börsenkurses durch gezielte
Informationspolitik im Rahmen von Squeeze-Outs?
– Eine empirische Untersuchung am deutschen Kapitalmarkt**

**No. 200
März 2009**



WORKING PAPER SERIES: FINANCE & ACCOUNTING

HOLGER DASKE^{*} / MORITZ BASSEMIR[†] / FELIX F. FISCHER[‡]

**MANIPULATION DES BÖRSENKURSES DURCH GEZIELTE
INFORMATIONSPOLITIK IM RAHMEN VON SQUEEZE-OUTS?
– EINE EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG AM DEUTSCHEN KAPITALMARKT**

**No. 200
März 2009**

ISSN 1434-3401

^{*} Prof. Dr. Holger Daske, Lehrstuhl für ABWL, insbesondere Accounting and Finance, Universität Mannheim. E-Mail: daske@bwl.uni-mannheim.de.

[†] Dipl.-Kfm. Moritz Bassemir, Lehrstuhl für allgemeine BWL, insbesondere Wirtschaftsprüfung, Goethe-Universität Frankfurt/Main. E-Mail: mbassemir@wiwi.uni-frankfurt.de.

[‡] Dipl.-Kfm. Felix F. Fischer, Lehrstuhl für allgemeine BWL, insbesondere Wirtschaftsprüfung, Goethe-Universität Frankfurt/Main. E-Mail: felix.fischer@wiwi.uni-frankfurt.de.

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag untersucht, ob der Mehrheitsaktionär einer Gesellschaft im Vorfeld eines Zwangsausschlusses von Minderheitsaktionären (sog. Squeeze-Out) versucht, die Kapitalmarkterwartungen negativ zu beeinflussen. Ein solches „manipulatives“ Verhalten wird häufig in der juristischen wie betriebswirtschaftlichen Literatur unterstellt, da der Aktienkurs für die Abfindungshöhe die Wertuntergrenze bildet. Unsere empirische Untersuchung der Bilanz- und Pressemitteilungspolitik von Squeeze-Out-Unternehmen im Vorfeld der Ankündigung einer solchen Maßnahme am deutschen Kapitalmarkt zeigt, dass in diesem Zeitraum tatsächlich ein signifikanter Anstieg (Rückgang) der im Ton pessimistischen (optimistischen) Pressemitteilungen feststellbar ist. Allerdings zeigt sich weiter, dass die Aktien der Squeeze-Out-Kandidaten bereits im Vorfeld und am Tag der Ankündigung so hohe positive Überrenditen erzielen, dass der von uns quantifizierte kumulierte Effekt der Informationspolitik auf die Börsenbewertung einen insgesamt nur sehr geringen Einfluss ausübt und von anderen Faktoren (z.B. Abfindungsspekulationen) dominiert wird.

JEL: M41, M40, G14, K22

Schlüsselbegriffe: Squeeze-Out, Abfindungsspekulation, Kursbeeinflussung, Mehrheitsaktionär, Informationspolitik, Bilanzpolitik, Pressemitteilungen

1 Einleitung

Den Hintergrund dieses Beitrages bildet die Debatte über die Berücksichtigung des Börsenkurses bei der Bestimmung einer angemessenen Abfindung bei gesellschaftsrechtlichen Strukturmaßnahmen.¹ In zahlreichen Beiträgen wird argumentiert, dass der Börsenkurs abzulehnen sei, weil er von den beteiligten Parteien zielorientiert beeinflusst werden könne.² Mit Blick auf den Mehrheitsaktionär findet sich die Vermutung, dass dieser den Kurs „drücken“ kann, um die Abfindungszahlung möglichst gering zu halten. Stellvertretend führt bspw. *Drukarczyk (2003)* aus:

„Alle entscheidenden Parameter zur Gestaltung der Erwartungsbildung des Marktes [...] stehen ihm [dem Mehrheitsaktionär] zur Verfügung und es wäre naiv zu glauben, diese Parameter würden nicht genutzt, wenn die Squeeze-Out-Operation vom Hauptaktionär geplant, aber noch nicht offenbart ist.“³

Empirische Erkenntnisse hinsichtlich derartiger Manipulationsstrategien existieren bislang nicht.⁴ Unsere Studie setzt sich daher mit der Frage auseinander, ob Mehrheitsaktionäre versuchen, die Erwartungen des Kapitalmarkts im Vorfeld von Squeeze-Outs gezielt zu beeinflussen und ob solche Maßnahmen in dem für Squeeze-Out Fälle charakteristischen Kapitalmarktumfeld erfolgsversprechend sind.

Konkret untersuchen wir zum einen, ob Unternehmen mittels Bilanzpolitik den im Abschluss ausgewiesenen Periodenerfolg in den Jahren vor der Squeeze-Out-Ankündigung nach unten „managen“. Zum anderen analysieren wir, inwieweit Unternehmen dem Inhalt von Pressemitteilungen einen (übertrieben) negativen Ton verleihen oder alternativ bewusst ein Informationsdefizit zwischen Unternehmen und Investoren herbeiführen. Weiterhin erforschen wir, ob solche Strategien zu ökonomisch messbaren Vorteilen führen. Diese Frage ist nicht trivial, da das Kapitalmarktumfeld oft durch eine geringe Anzahl

¹Vgl. in der Rechtsprechung: BGH-Urteil vom 30.03.1967; BVerfG-Beschluss vom 27.04.1999; BGH-Beschluss vom 12.03.2001; in der juristischen Literatur z. B. Piltz (1994); Aha (1997); Luttermann (1999); Riegger (1999); Wilm (2000a); Stilz (2001) und aus betriebswirtschaftlicher Sicht vor allem Busse von Colbe (1964); Drukarczyk (1973); Busse von Colbe (2000); Weber (2004).

²Vgl. bspw. Koppensteiner (1987), Rz. 37; Großfeld (1994), S. 94; Riegger (1999), S. 1890; Wilm (2000a), S. 1072.

³Drukarczyk (2003), S. 635.

⁴Vgl. Fleischer (2002), S. 780; ebenso Drukarczyk (2003), S. 635, der hier ein interessantes empirisches Forschungsfeld sieht.

handelbarer Aktien sowie mögliche Abfindungsspekulationen geprägt ist.

Unser Beitrag erweitert die bestehende wissenschaftliche Literatur in zweifacher Hinsicht. Erstens leisten wir einen Beitrag aus betriebswirtschaftlicher Sicht zu der in Deutschland seit vielen Jahren kontrovers geführten Debatte hinsichtlich der Angemessenheit der Abfindung zum Börsenkurs bei gesellschaftsrechtlichen Strukturmaßnahmen. Im Speziellen gibt es bislang keine empirische Untersuchung, die der im Schrifttum oft behaupteten Kursmanipulation durch den Mehrheitsaktionär bei Squeeze-Out-Maßnahmen mit dem Instrumentarium der empirischen Kapitalmarkt- und Rechnungswesenforschung nachgeht. Zweitens erweitern wir die vorliegende („Disclosure“) Literatur zum Publizitätsverhalten von Unternehmen im Vorfeld gesellschaftsrechtlicher Maßnahmen um das bislang noch nicht untersuchte Ereignis eines Minderheitenausschlusses.⁵

Im folgenden Abschnitt 2 werden die institutionellen Rahmenbedingungen von Squeeze-Out-Maßnahmen am deutschen Kapitalmarkt skizziert und die dem Beitrag zugrundeliegenden Forschungsfragen aufgezeigt. Der 3. Abschnitt dient der Erläuterung der Stichprobenauswahl. Die verwendete Untersuchungsmethodik und die empirischen Ergebnisse hinsichtlich der im Vorfeld von Squeeze-Out-Maßnahmen zu beobachtenden Unternehmenspublizität werden in Abschnitt 4 dargestellt. Die Kapitalmarktwirkung des festgestellten Kommunikationsverhaltens wird anschließend im 5. Abschnitt analysiert. Der 6. Abschnitt fasst die Ergebnisse zusammen.

2 Hintergrund und Forschungsfragen

2.1 Institutionelle Rahmenbedingungen

Seit dem 01.01.2002 ermöglicht der Gesetzgeber den Squeeze-Out von Minderheitsaktionären nach §§ 327 a-f AktG. Als Voraussetzung dafür muss ein Mehrheitsgesellschafter mindestens 95% am Gesellschaftskapital der Aktiengesellschaft halten.⁶ Den Minderheits-

⁵Vgl. z.B. Perry und Williams (1994); Yermack (1997); Teoh u. a. (1998a); Teoh u. a. (1998b); Aboody und Kaznik (2000); Lang und Lundholm (2000); Shivakumar (2000); Coles u. a. (2006); Jo u. a. (2007); Ball und Shivakumar (2008).

⁶Vgl. zu den rechtlichen Rahmenbedingungen für die Durchführung eines Squeeze-Outs z.B. Emmerich und Habersack (2008); Hüffer (2008).

aktionären ist vom Mehrheitsgesellschafter eine angemessene Abfindung zu zahlen.

Seit der Entscheidung des Bundesverfassungsgerichtes vom 27.04.1999 ist der Börsenkurs als Wertuntergrenze für die Abfindungsbemessung etabliert.⁷ Die bei der konkreten Bestimmung zu beantwortenden Fragen (z.B. Stichtagskurs oder Durchschnittskurs über einen festzulegenden Referenzzeitraum) ließ das Bundesverfassungsgericht hingegen offen. Die Umsetzung dieser Fragen wurde zunächst durch den Bundesgerichtshof-Beschluss vom 12.03.2001 konkretisiert, nach welchem ein Durchschnittskurs über die Referenzperiode von drei Monaten vor dem Tag der beschlussfassenden Hauptversammlung heranzuziehen ist.⁸

Die Festsetzung eines Durchschnittskurses über eine Referenzperiode soll vor allem den Einfluss einer gezielten Manipulation des Aktienkurses begrenzen, die bei der alternativen Verwendung eines bestimmten Stichtagskurses befürchtet wird.⁹ In der praktischen Umsetzung verursacht diese Festlegung des Bundesgerichtshofes jedoch Probleme, da ein Vorschlag für die Höhe der Barabfindung zum Stichtag der Hauptversammlung vorzulegen ist. Für den dreimonatigen Durchschnittskurs wird jedoch auch der Schlusskurs am Tag der Hauptversammlung benötigt. Weiter wird angeführt, dass durch diese Praxis Abfindungsspekulationen nach Bekanntgabe der Strukturmaßnahme bis hin zum Tag der Hauptversammlung gefördert würden.¹⁰ Aus diesen Gründen wird inzwischen auch von Seiten der Literatur und der Rechtsprechung statt des Hauptversammlungsdatums der Tag der Ankündigung des Squeeze-Outs als relevanter Rückrechnungszeitpunkt für die dreimonatige Referenzperiode befürwortet.¹¹

Die Relevanz des Börsenkurses für die Abfindungsbemessung ist nach dem Beschluss des Bundesverfassungsgerichts nicht gegeben, falls dieser aufgrund von Kursmanipulationen

⁷Vgl. BVerfG-Beschluss vom 27.04.1999; zur Rechtsentwicklung vgl. Stilz (2001), S. 876-880; Großfeld (2002), S. 180-183.

⁸Vgl. BGH-Beschluss vom 12.03.2001.

⁹Vgl. Hüttemann (2001), S. 463.

¹⁰Vgl. Bungert (2001), S. 1165; Stilz (2001), S. 888f.; Beckmann (2004), S. 624; Kocher und Widder (2007), S. 353; Wasmann (2007), S. 681; Pluskat (2008), S. 366.

¹¹Vgl. Urteil OLG Frankfurt vom 09.01.2003; Beschluss KG vom 16.10.2006; Vorlagebeschluss OLG Stuttgart vom 16.02.2007; Beschluss OLG Stuttgart vom 14.02.2008. Darüber hinaus ist in § 5 WpÜG-AV die Abstellung auf den Zeitpunkt der Ankündigung bereits üblich. In der Literatur: Behnke (1999), S. 934; Bungert und Eckert (2000), S. 1849; Wilm (2000b), S. 1071; Krieger (2002), S. 56; Beckmann (2004), S. 625; Pluskat (2008), S. 368. Siehe auch exemplarisch die Fälle AVA AG, Degussa AG, DIS AG, G. Kromschröder AG, HVB AG, Jagenberg AG und Vattenfall Europe AG.

oder einer Marktmenge den „wahren Wert“ der Anteilsscheine nicht wiedergeben kann.¹² Die Angemessenheit der festgelegten Barabfindung muss von einem vom Mehrheitsgesellschaftler vorgeschlagenen Wirtschaftsprüfer in einem gesonderten Wertgutachten geprüft werden, in welchem dem Börsenkurs ein nach dem Ertragswertverfahren berechneter Unternehmenswert gegenübergestellt wird. Den ausscheidenden Minderheitsaktionären steht die Möglichkeit offen, die Angemessenheit dieser Barabfindung im Rahmen eines sog. Spruchstellenverfahrens von einem ordentlichen Gericht überprüfen zu lassen. Darüber hinaus kann der von der Hauptversammlung gefasste Squeeze-Out-Beschluss durch einen Aktionär auf seine Rechtmäßigkeit überprüft werden. Tatsächlich haben Anfechtungsklagen und Spruchstellenverfahren eine Vielzahl der bisher durchgeführten Squeeze-Out-Maßnahmen begleitet.¹³

2.2 Entwicklung der Forschungsfragen

In der juristischen Literatur wird traditionell argumentiert, dass der Aktienkurs leicht manipulierbar sei und deshalb abzulehnen ist.¹⁴ Auch das Bundesverfassungsgericht weist in seinem Beschluss vom 27.04.1999 auf diese Gefahr hin und führt aus, dass „Interessenten“ die Möglichkeit hätten, den Aktienkurs „auf Kosten des Mehrheitsaktionärs in die Höhe zu treiben“.¹⁵ Eine Reihe von anderen Beiträgen vermutet jedoch die größere Manipulationsgefahr auf Seiten des Mehrheitsaktionärs.¹⁶ Vertreter der Betriebswirtschaftslehre sehen ebenfalls die Gefahr der kursbeeinflussenden Maßnahmen durch den Mehrheitsaktionär, insbesondere bei marktengem Handel.¹⁷ Auch Teile der Anwaltspraxis¹⁸ und Wirtschaftspresse¹⁹ wollen die Gefahr von Kursmanipulationen in Squeeze-Out-Fällen durch den Mehr-

¹²Vgl. BVerfG-Beschluss vom 27.04.1999.

¹³Vgl. Baums u. a. (2007); Deutsches Aktieninstitut (2007).

¹⁴Vgl. Großfeld (1994), S. 34; differenzierter Großfeld (2002), S. 186f. Ebenso Geßler (1976), Rz. 34; Koppensteiner (1987), Rz. 37; Hüffer (1997), Rz. 20; differenzierter Hüffer (1999), Rz. 20. Nach dem Beschluss des Bundesverfassungsgerichts aus dem Jahre 1999: vgl. Riegger (1999), S. 1890; Wilm (2000b), S. 1072; Vetter (2001), S. 1351.

¹⁵Vgl. BVerfG-Beschluss vom 27.04.1999.

¹⁶Vgl. Behnke (1999), S. 934; Finsterer und Geiger (1999), S. 1153; Wilm (2000b), S. 1072; Hüttemann (2001), S. 462; Fleischer (2002), S. 780. In der US-amerikanischen Literatur stellvertretend Easterbrook und Fischel (1991), S. 138.

¹⁷Vgl. Drukarczyk (1973), S. 362; Ballwieser (2001), S. 15; Böcking (2003), S. 73.

¹⁸Vgl. den Artikel „Übernahmegesetz erlaubt Rauswurf der Kleinaktionäre“ in *Die Welt* vom 10.10.2001.

¹⁹Vgl. den Artikel „Kleinanleger müssen jetzt mit Rauswurf rechnen“ in der *Börsen-Zeitung* vom 13.01.2002.

heitsaktionär nicht ausschließen. Es überrascht wenig, dass vor allem die Verlautbarungen der Interessenverbände von Manipulationsvorwürfen zeugen.²⁰

Grundsätzlich sind vor allem zwei verschiedene Ansätze denkbar, um den Aktienkurs im Falle eines Squeeze-Outs in eine gewünschte Richtung zu beeinflussen. Auf der einen Seite kann der Aktienkurs vom Mehrheitsaktionär oder durch Einschaltung Dritter mittels fiktiver oder tatsächlicher Handelsaktivitäten manipuliert werden.²¹ Im Falle des Mehrheitsaktionärs wird ein solches Vorgehen als tendenziell schwierig eingeschätzt, da gerade bei einem Squeeze-Out aufgrund des notwendigen Quorums von 95% etwaigen Verkaufsordern enge Grenzen gesetzt sind.²² Daher wird vermutet, dass eher von Seiten der Minderheiten manipulative Handelsaktivitäten ausgehen könnten. Ein Nachweis solcher handelsbasierter Kursbeeinflussungen erscheint uns konzeptionell mit den verfügbaren Intraday-Daten möglich, ist aber nicht Ziel dieser Arbeit und wird daher nicht weiter verfolgt. Zudem ist dies eine Aufgabe der für die Handelsüberwachung zuständigen Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin). Eine schriftliche Anfrage bei der BaFin ergab, dass wegen des Verdachts auf Marktmanipulation bislang keine und wegen des Verdachts auf Insiderhandel in „vereinzelt“ Squeeze-Out-Fällen Untersuchungen eingeleitet wurden.²³

Auf der anderen Seite kann der Mehrheitsaktionär versuchen, die Erwartungsbildung der Kapitalmarktteilnehmer über die zukünftige Entwicklung des Squeeze-Out-Unternehmens gezielt durch entsprechende Kapitalmarkt-kommunikation seitens der Zielgesellschaft zu beeinflussen. Dazu stehen ihm grundsätzlich zwei Strategien offen:

(1) Er kann die Strategie einer *aktiven* Informationspolitik betreiben und seine Informationsvermittlung relativ zu einer objektiven Darstellung negativ einfärben. Zum einen kann er bestimmte positive (negative) Unternehmensnachrichten zurückhalten (übertrieben offenlegen)²⁴ sowie die Nachrichten negativer kommentieren.²⁵ Zum anderen ist das Erzeugen

²⁰Siehe z.B. die Publikation der SdK „Ist eine Reform des Aktienrechts notwendig?“ vom 26.07.2007.

²¹Vgl. Wilm (2000b), S. 1072; Ullrich (2002), S. 160f. Zu dieser Gruppe an Manipulationstechniken zählen beispielsweise sog. *wash sales* oder *matched orders*, vgl. hierzu Lenzen (2000) und Weber (2000).

²²Vgl. Busse von Colbe (1964), S. 267; Beckmann (2004), S. 624.

²³Stand: 03.11.2008.

²⁴Vgl. Wenger und Hecker (1995), S. 71; Helmig und Kemper (2002), S. 523; Ahlers (2003), S. 75; Hecker und Kaserer (2003), S. 154.

²⁵Vgl. Busse von Colbe (1964), S. 267; Reul (1991), S. 199; Wenger und Hecker (1995), S. 71; Bungert (2001), S. 1166; Helmig und Kemper (2002), S. 523; Ullrich (2002), S. 160; Ahlers (2003), S. 75; Hecker und Kaserer (2003), S. 154; Weiss (2003), S. 75.

negativer Informationssignale (z.B. durch eine ergebnisreduzierende Bilanzpolitik²⁶) denkbar, die zu einem Verfehlen der Ergebniserwartungen der Kapitalmarktteilnehmer führen. Bei einer effizienten Informationsverarbeitung durch den Kapitalmarkt könnte dies zu einer Reduzierung des Aktienkurses führen, falls die Kapitalmarktteilnehmer diese Informationen als glaubhaft einschätzen und ihre Zukunftserwartungen über die Zielgesellschaft nach unten anpassen.²⁷

(2) Der Mehrheitsaktionär kann entsprechend der Hypothesen des analytischen Modells von *Bebchuk und Kahan (2000)* jegliche über das absolute Minimum der Pflichtpublizität hinausgehende Kommunikation mit dem Kapitalmarkt unterbinden. Das Ziel dieser Strategie einer *passiven* Informationspolitik ist, das Informationsgefälle zwischen den intern zur Verfügung stehenden Informationen und den in die Kapitalmarkt看wertung eingehenden Informationen möglichst groß werden zu lassen. Diesen Informationsvorsprung wird der Mehrheitsaktionär dazu nutzen, einen Squeeze-Out nur in dem Moment durchzuführen, in dem er die Aktien für (stark) unterbewertet hält.²⁸ Allerdings offenbart er seine Einschätzung im Moment der Ankündigung der Squeeze-Out-Maßnahme. Dieses Signal wird am Kapitalmarkt zu einer entsprechenden Kursanpassung nach oben führen. Jedoch ist unklar, inwiefern dieser Kurssprung bei immer noch unvollständiger Informationslage das Gefälle zwischen internem fundamentalem Wert und Börsenbewertung vollständig aufheben kann.

Da theoretisch beide Offenlegungsstrategien denkbar sind, ist es eine empirische Frage, ob und in welchem Umfang diese tatsächlich vom Mehrheitsaktionär durchgeführt werden. Es ist auch zu beachten, dass es sich hierbei um legale Möglichkeiten innerhalb des gegebenen Ordnungsrahmens handelt und es somit ökonomisch rational ist, wenn der Mehrheitsaktionär seine Entscheidungsspielräume entsprechend nutzt.

Wir konzentrieren uns im Rahmen unserer empirischen Untersuchung auf die Frage, ob der Mehrheitsaktionär versucht, die Kapitalmarkterwartungen im Vorfeld eines Squeeze-Outs durch die ihm zur Verfügung stehende Methoden der Kapitalmarkt看kommunikation gezielt zu beeinflussen. Zur Operationalisierung dieser Fragestellung untersuchen wir, inwieweit durch Bilanz- oder Pressemitteilungspolitik Einfluss auf die Erwartungsbildung

²⁶Vgl. Drukarczyk (2003), S. 635.

²⁷Vgl. grundsätzlich Fama (1970); Fama (1991); auch Weber (2004).

²⁸Vgl. Clark (1986), S. 50; Finsterer und Geiger (1999), S. 1153; Bebhuk und Kahan (2000), S. 249; Wenger u. a. (2001), S. 323; Fleischer (2002), S. 779; Böcking (2003), S. 74; Goshen und Wiener (2003), S. 3.

am Kapitalmarkt genommen wird.

Unter Bilanzpolitik wird die gezielte Ausnutzung von (legalen) bilanziellen Gestaltungsspielräumen wie Methodenwahlrechten oder Ermessensspielräumen bei der Abschlusserstellung verstanden.²⁹ Typischerweise wird dabei von bestimmten Anreizen ausgegangen, die das Management dazu veranlassen, das ausgewiesene Jahresergebnis in der Periode entweder nach oben oder nach unten zu „drücken“. Es existieren zahlreiche wissenschaftliche Untersuchungen, welche bspw. eine ergebniserhöhende Bilanzpolitik im Vorfeld von Finanzierungsmaßnahmen wie Börseneinführungen (IPOs)³⁰ oder Kapitalerhöhungen (SEOs)³¹ nachweisen. Im Kontext von Squeeze-Outs ist hingegen ein ergebnisverringendes Vorgehen zu erwarten.³² Daraus lässt sich die folgende Hypothese ableiten:

***Hypothese 1:** Squeeze-Out-Unternehmen versuchen durch Bilanzpolitik den Ergebnisausweis im letzten Abschluss vor der Ankündigung der Squeeze-Out-Maßnahme zu senken, um so die Anteilsbewertung der Kapitalmarktteilnehmer negativ zu beeinflussen.*

Pressemitteilungen informieren zusammenfassend über die unternehmerischen Aktivitäten und sind ein wichtiges Instrument der Unternehmen für das „Management“ der Erwartungen der Kapitalmarktteilnehmer geworden.³³ Pressemitteilungen waren deshalb bereits im Fokus zahlreicher Forschungsbeiträge. Von Interesse ist hier die Frage, ob und inwieweit sich das Publizitätsverhalten der Unternehmen vor und nach einem Unternehmensereignis verändert. *Lang und Lundholm (2000)* zeigen für den US-amerikanischen Kapitalmarkt, dass Manager kurz vor einer Kapitalerhöhung signifikant mehr positiv gestimmte Pressemitteilungen veröffentlichen, um einen höheren Betrag im Rahmen der Kapitalerhöhung einzusammeln. In anderen Szenarien haben Manager den Anreiz, eine pessimistische Informationspolitik zu verfolgen. *Yermack (1997)* und *Aboody und Kaznik (2000)* belegen in ihren Studien, dass Unternehmen in der Phase unmittelbar vor dem Vergabezeitpunkt von managerbezogenen Aktienoptionen verstärkt negativ gestimmte Mitteilungen veröf-

²⁹Vgl. u.a. Healy und Wahlen (1999).

³⁰Vgl. Teoh u. a. (1998a); Ball und Shivakumar (2008).

³¹Vgl. Teoh u. a. (1998b); Shivakumar (2000).

³²Vgl. Perry und Williams (1994), die im Vorfeld der Ankündigung von Management Buy-Outs eine solche Bilanzpolitik empirisch bestätigen.

³³Vgl. Healy und Palepu (2001), S. 409; Frankel und Li (2004), S. 237; Güttler (2005), S. 238f; Kothari u. a. (2009), S. 246.

fentlichen und positive Meldungen zurückhalten, um den Ausgabepreis der Optionen zu verringern. Mit Bezug auf das Unternehmensereignis des Squeeze-Outs lautet daher unsere zweite Hypothese:

Hypothese 2: *Squeeze-Out-Unternehmen beeinflussen anhand von Pressemitteilungen im Vorfeld der Ankündigung einer Squeeze-Out-Maßnahme die Erwartungen der Kapitalmarktteilnehmer, um eine geringere Marktbewertung zu erzielen.*

Falls die Unternehmen eine zielorientierte Publizitätsstrategie verfolgen, lässt sich die Vermutung ableiten, dass die Erwartungen der Kapitalmarktteilnehmer entsprechend beeinflusst werden und damit unterschiedliche Kursentwicklungen im Vorfeld einer Squeeze-Out-Maßnahme beobachtbar sind.³⁴ Dabei ist auch hinsichtlich ihrer Wirkung auf die Aktienkursentwicklung zwischen der Strategie einer *aktiven* und *passiven* Informationspolitik zu unterscheiden. So zeigen die Ergebnisse von *Lang und Lundholm (2000)*, dass im Vorfeld der Ankündigungen von Kapitalerhöhungen höhere Überrenditen bei einer *aktiven* relativ zu einer *passiven* Informationspolitik zu beobachten sind. Im Ankündigungszeitpunkt erkennen die Marktteilnehmer den Versuch der Kursbeeinflussung durch die *aktive* Informationspolitik und korrigieren ihre Erwartungen.³⁵ Bei den Squeeze-Out-Unternehmen ist dagegen ein Vorgehen zur Reduzierung des Aktienkurses zu erwarten. *Aboody und Kaznik (2000)* können bei Unternehmen mit *aktiver* Informationspolitik feststellen, dass der Aktienkurs vor dem Vergabezeitpunkt von Aktienoptionen sinkt. Daher formulieren wir folgende Hypothesen:

Hypothese 3a: *Eine aktive Informationspolitik führt im Vorfeld des Squeeze-Outs zu einem negativeren Kursverlauf als bei Verfolgung einer passiven Informationspolitik.*

Hypothese 3b: *Im Zeitpunkt der Ankündigung ist für Unternehmen mit aktiver Informationspolitik eine höhere positive Kursreaktion zu erwarten, da der Kapitalmarkt bei Ankunft des Signals einer Squeeze-Out-Maßnahme für diese Gruppe um den Versuch der Kursbeeinflussung über die im Vorfeld zu beobachtende negative Unternehmenspublizität kompensiert.*

³⁴Vgl. auch Aboody und Kaznik (2000), S. 88.

³⁵Vgl. Lang und Lundholm (2000), S. 631.

3 Stichprobenauswahl

Zur Identifikation von Squeeze-Out-Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt wurde auf die Quellen *Hoppenstedt-Aktienführer*, *elektronischer Bundesanzeiger*, den Internetauftritt der *Schutzgemeinschaft der Kapitalanleger* (SdK) sowie die Datenbank *Lexis-Nexis* zurückgegriffen. Der Untersuchungszeitraum startet mit der Einführung der Squeeze-Out-Regelung im Jahre 2002 und endet mit dem 31.12.2007. Für die Aufnahme in die Studie muss lediglich die Ankündigung des Squeeze-Outs bis zum 31.12.2007 erfolgt sein. Berücksichtigt werden nur Squeeze-Outs börsennotierter Unternehmen. Insgesamt können wir 216 Squeeze-Out-Transaktionen identifizieren. Für drei Unternehmen fehlen hier relevante Daten; ein weiteres Unternehmen wird nicht berücksichtigt, weil es die geplante Squeeze-Out-Maßnahme nach der Ankündigung wieder zurückgezogen hat. Dadurch verbleibt eine Stichprobe von 212 Squeeze-Out-Unternehmen.

[Tabelle 1 einfügen]

Zusätzlich wird für jedes Squeeze-Out-Unternehmen ein Vergleichsunternehmen identifiziert, welches sich zu der betreffenden Zeit nicht in einem Squeeze-Out-Verfahren befand. Die Gruppe der Vergleichsunternehmen dient bei den statistischen Testverfahren als Kontrollgruppe. Die Auswahl dieser Unternehmen startete mit der Grundgesamtheit aller an einer deutschen Börse notierten Unternehmen, die in der Datenbank *Datastream* verfügbar sind. Aus dieser Grundgesamtheit werden die Vergleichsunternehmen anhand folgender Kriterien und in folgender Reihenfolge ausgewählt: (1) Börsensegment, (2) Unternehmensgröße, (3) Industriezweig, (4) Eigentümerstruktur und (5) Geschäftsjahresende.

Die Klassifizierung nach Börsensegmenten ist von zentraler Bedeutung, da verschiedene Börsensegmente unterschiedliche Publizitätsanforderungen stellen.³⁶ Mit diesem Vorgehen wird sichergestellt, dass das Squeeze-Out-Unternehmen und das entsprechende Kontrollunternehmen sich in einem vergleichbaren Informationsumfeld befinden. Aus der Gruppe der Unternehmen mit gleicher Börsensegmentzugehörigkeit wird in einem nächsten Schritt das Vergleichsunternehmen anhand der Kriterien Größe, Industriezugehörigkeit und Eigentümerstruktur ausgewählt. Da Squeeze-Out-Unternehmen durch einen Anteilsbesitz

³⁶Vgl. Deutsche Börse AG (2008).

des Mehrheitsaktionärs von mindestens 95% gekennzeichnet sind, erfordert die Auswahl von Vergleichsunternehmen eine entsprechend konzentrierte Eigentümerstruktur. Als letztes Kriterium bei der Auswahl der Vergleichsunternehmen wurde das Geschäftsjahresende berücksichtigt, da bei identischem Geschäftsjahresende die zeitliche Verteilung ergebnisbezogener Veröffentlichungen zwischen Squeeze-Out- und Kontrollunternehmen vergleichbar bleibt. Im Ergebnis konnte unter diesen restriktiven Bedingungen 141 Squeeze-Out-Unternehmen ein adäquates Kontrollunternehmen zugeordnet werden.

Es ergeben sich somit zwei Stichproben (Tabelle 1): Die gesamte Stichprobe mit 212 Squeeze-Out-Unternehmen sowie die Untergruppe von 141 Squeeze-Out-Unternehmen, für die eine Gruppe an Vergleichsfirmen identifiziert werden konnte. Panel B zeigt, dass sich die Squeeze-Out- und Vergleichsunternehmen in ihrer Börsensegmentzugehörigkeit entsprechen. Bezüglich der Größe der Unternehmen wird die Hypothese unterschiedlicher Mittelwerte der beiden Gruppierungen abgelehnt. Weiterhin verfügt die Kontrollgruppe in über 80% aller Fälle über mindestens den gleichen 2-stelligen SIC-Gruppen-Code. Bei der Eigentümerstruktur ist erkennbar, dass der Mittelwert des Items „Closely held Shares“ bei den Vergleichsunternehmen um 82% liegt (Median: 79%). Das Geschäftsjahresende stimmt in 80% aller Fälle überein.

Weiter ist zu beachten, dass sich die Anzahl der zur Verfügung stehenden Observationen in den verschiedenen Teiluntersuchungen unterscheiden kann, da dort jeweils unterschiedliche Datenanforderungen gestellt werden. Wir führen unsere Untersuchungen mit dem jeweiligen Maximum an verwendbaren Observationen durch.

4 Empirische Analyse

4.1 Bilanzpolitik

4.1.1 Methodik

In der empirischen Rechnungslegungsforschung sind verschiedene Ansätze entwickelt worden, um bilanzpolitische Maßnahmen abzuschätzen.³⁷ Wir greifen in unserer Analyse auf diese Methoden zurück. Dazu werden die Periodenabgrenzungen der Bilanz eines Unternehmens betrachtet und in einem ersten Schritt ihr Anteil aus den Angaben in Bilanz und Kapitalflussrechnung gemäß der untenstehenden Formel (1) ermittelt.³⁸

$$PA_{it} = (\Delta UV_{it} - \Delta LM_{it}) - (\Delta KVB_{it} - \Delta KFVB_{it} - \Delta St_{it}) - A_{it} - \Delta Rst_{it} \quad (1)$$

PA	=	Periodenabgrenzung
UV	=	Umlaufvermögen
LM	=	Liquide Mittel
KVB	=	kurzfristige Verbindlichkeiten
KFVB	=	kurzfristige finanzielle Verbindlichkeiten
St	=	Steuerverbindlichkeiten
A	=	Abschreibungen
Rst	=	langfristige Rückstellungen

Die hier relevanten Periodenabgrenzungen (PA) des Unternehmens i im Jahr t sind somit gleich dessen Jahresüberschuss bzw. -fehlbetrag ($J\ddot{U}$) abzüglich des Cashflows (CF) ($PA_{it} = J\ddot{U}_{it} - CF_{it} \rightarrow J\ddot{U}_{it} = CF_{it} + PA_{it}$).³⁹ In einem zweiten Schritt wird diese für die Periode realisierte Größe der Periodenabgrenzungen einer für das Unternehmen ohne Bilanzpolitik erwarteten Größe gegenübergestellt (NPA). Die Differenz der tatsächlich realisierten und der erwarteten Größe der Periodenabgrenzung schätzt den „abnormalen“ (oder „diskretionären“) Teil der Periodenabgrenzung und quantifiziert somit das Ausmaß der Bilanzpolitik ($DA_{it} = PA_{it} - NPA_{it}$).

³⁷Vgl. für eine kritische Einschätzung z.B. McNichols (2000); Thomas und Zhang (2000), die nur für das Jones-Modell eine angemessene Schätzgüte feststellen können. Vgl. aber auch Hribar und Nichols (2007), die gerade aufgrund der Unschärfe der verwendeten Verfahren bei Vorliegen von den den Hypothesen entsprechenden signifikanten Ergebnissen von konservativen bzw. vorsichtigen Tests sprechen.

³⁸Vgl. z.B. DeFond und Jiambalvo (1994) ergänzt um die Veränderung langfristiger Rückstellungen.

³⁹Vgl. DeFond und Jiambalvo (1994), die Compustat Item 172 verwenden.

Zur Bestimmung der erwarteten Periodenabgrenzungen ohne Bilanzpolitik verwenden wir das sog. modifizierte Jones-Modell, welches das Ausmaß der Periodenabgrenzungen im Branchenkontext über verschiedene Werttreiber im Querschnitt schätzt:⁴⁰

$$NPA_{it} = \beta_1 \frac{1}{BS_{it}} + \beta_2 (\Delta UM_{it} - \Delta FO_{it}) + \beta_3 SAV_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

NPA	=	Normale (bzw. erwartete) Periodenabgrenzung
BS	=	Bilanzsumme
UM	=	Umsatz/Bilanzsumme
FO	=	Forderungen/Bilanzsumme
SAV	=	Sachanlagevermögen/Bilanzsumme

Zur Branchenabgrenzung wurde auf den einstelligen SIC-Code zurückgegriffen und wie üblich die Finanzunternehmen ausgeschlossen, da für diese die Schätzmodelle nicht anwendbar sind.⁴¹ Die Regressionen wurden für jede Branchen/Jahres-Kombination geschätzt, für die jeweils mindestens fünf Observationen vorlagen. Insgesamt wurden 191 Branchen/Jahres-Querschnittsregressionen durchgeführt.⁴² Zur Schätzung der Parameter der Regressionen verwenden wir die Bilanzdaten aller börsennotierten deutschen Kapitalgesellschaften aus der *Hoppenstedt-Bilanzdatenbank*. Diese Datenbank ist die mit Abstand umfassendste Datenquelle von Bilanzdaten deutscher Unternehmen, weshalb für die Untersuchung die sehr große Anzahl von 13.836 Observationen für die Jahre 1996 bis 2006 verwendet werden konnte.⁴³ Grundsätzlich wurden die Daten von Konzernabschlüssen verwendet. Nur wenn diese nicht vorlagen, wurde auf Angaben der Einzelabschlüsse zurückgegriffen. Damit kann dem Umstand Rechnung getragen werden, dass diese Ansätze zur Schätzung von Bilanzpolitik vor allem in großen Stichproben befriedigende Ergebnisse liefern.⁴⁴

⁴⁰Vgl. detaillierter z.B. Jones (1991); DeFond und Jambalvo (1994); Dechow u. a. (1995).

⁴¹Vgl. Beatty u. a. (1995).

⁴²Vgl. gleichermaßen z.B. Shivakumar (2000).

⁴³Wir beginnen mit dem Jahr 1996, da die fünf Vorperioden für die Untersuchung relevant sind und die erste Ankündigung eines Squeeze-Outs am 7.12.2001 stattfand. Im Gegensatz zu den einschlägigen US-amerikanischen Untersuchungen sind nur Daten aus geprüften Jahresabschlüssen verfügbar, da die überwiegende Zahl der Squeeze-Out-Unternehmen aufgrund ihrer Börsensegmentzugehörigkeit nicht zur Veröffentlichung von Quartalsberichten verpflichtet ist. Zudem sind diese Angaben in der *Hoppenstedt-Bilanzdatenbank* nicht verfügbar. Die Verwendung von Quartalsabschlüssen könnte zu einer exakteren Periodendefinition führen.

⁴⁴Vgl. Peasnell u. a. (2000).

Im Hinblick auf die zu untersuchende Forschungsfrage sind die abnormalen Periodenabgrenzungen der Squeeze-Out-Unternehmen in den Perioden vor der Squeeze-Out-Maßnahme zu untersuchen. Sollten gemäß Hypothese 1 bilanzpolitische Maßnahmen vorliegen, müssten signifikant *negative* abnormalen Periodenabgrenzungen in den Abschlüssen vor dem Squeeze-Out-Ereignis zu erkennen sein, insbesondere im letzten Abschluss vor der Ankündigung des Squeeze-Outs.⁴⁵ Um den Einfluss möglicher allgemeiner Trends in den Periodenabgrenzungen zu berücksichtigen, wird der Entwicklung der Periodenabgrenzungen der Squeeze-Out-Unternehmen zusätzlich die Entwicklung der Periodenabgrenzungen unserer Kontrollgruppe als Benchmark gegenübergestellt.

4.1.2 Ergebnisse

Zur Untersuchung von Bilanzpolitik im Umfeld von Squeeze-Out Maßnahmen werden die Ergebnisentwicklung ($J\ddot{U}$), die Entwicklung des operativen Cash Flows (CFO) sowie vor allem die Entwicklung der durchschnittlichen abnormalen Periodenabgrenzungen (DA) der Squeeze-Out-Unternehmen sowohl über die Zeit als auch relativ zu der Kontrollgruppe verglichen. Die deskriptiven Statistiken in Tabelle 2 zeigen, dass insgesamt über die Perioden -5 bis 0 unter Verwendung der nicht-parametrischen Tests signifikante Unterschiede beim Jahresüberschuss und den diskretionären Periodenabgrenzungen bestehen. Falls Bilanzpolitik betrieben wird, wären signifikante Unterschiede im Verhältnis von CFO zu $J\ddot{U}$ bzw. bei den diskretionären Abgrenzungen zu erwarten. Tabelle 2 stützt diesen Verdacht bei Betrachtung des Gesamtzeitraums. Die Tabelle 3 zeigt weiter die Unterschiede zwischen dem letzten Geschäftsjahr vor Squeeze-Out-Ankündigung ([-1]) und dem Mittelwert unserer Untersuchungsvariablen über die vorangegangenen vier Geschäftsjahre ([-5;-2]). Wie bereits in Abschnitt 4.1.1 dargestellt, wird bei Annahme einer „Manipulation“ erwartet, dass es bei den Squeeze-Out-Unternehmen zu signifikanten Änderungen im Vergleich der Vorperioden [-5;-2] zur Periode [-1] und im Vergleich zur Kontrollgruppe kommt.

[Tabelle 2 einfügen]

⁴⁵Vereinfachend wird unterstellt, dass der Abschluss dem Kapitalmarkt auch tatsächlich vor Ankündigung des Squeeze-Outs vorlag und dessen Informationen auch eingepreist wurden. Dazu arbeiten wir unter Annahme einer dreimonatigen Veröffentlichungsfrist. Kündigt also bspw. ein Unternehmen mit Jahresabschluss zum 31.12. am 08.02.2006 einen Squeeze-Out an, klassifizieren wir den zum 31.12.2004 vorliegenden Abschluss als letzten (Periode -1).

Die allgemeine Entwicklung des Jahresüberschusses über die Zeit bei Squeeze-Out-Unternehmen in Panel A von Tabelle 3 deutet nicht darauf hin, dass diese Unternehmen *ceteris paribus* nachhaltige Ergebnispolitik betreiben, da keine Unterschiede in der Höhe des ausgewiesenen Ergebnisses feststellbar sind. Ähnlich verhält sich der operative Einzahlungsüberschuss (*CFO*). Auch an dieser Stelle ist nicht erkennbar, dass hier Ergebnisverlagerungen zwischen der Mehrheitsgesellschaft und dem beherrschten Squeeze-Out-Zielunternehmen stattfinden, da sich diese sonst in der Entwicklung des operativen Cash Flows zeigen müssten. Betrachtet man nun die diskretionären Periodenabgrenzungen (*DA*), die speziell das Ausmaß der Bilanzpolitik separieren und schätzen sollen, ist deren Vorzeichen insgesamt negativ, was auf Ergebnisreduzierung hindeuteten könnte. Im Vergleich zum arithmetischen Mittel der Vorperioden erhöhen sich die negativen abnormalen Periodenabgrenzungen jedoch nicht, sondern sie vermindern sich. Die Differenz zwischen den Perioden ist zudem statistisch nicht signifikant, sowohl bei Verwendung eines *t*-Tests als auch bei Durchführung des nicht-parametrischen Wilcoxon-Tests. Zudem ist bei einem Vergleich der relativen Änderung der Differenzen zwischen den Squeeze-Out-Unternehmen und den Kontrollunternehmen (*Difference-in-Difference*) ein statistisch signifikanter Unterschied der Gruppenmittelwerte nicht feststellbar. Die Ergebnisse zeigen insgesamt, dass mit dem in der empirischen Rechnungslegungsforschung gebräuchlichen Instrumentarium in der Periode vor dem Ankündigungstag für die Untersuchungsstichproben keine (unterschiedlichen) bilanzpolitischen Maßnahmen nachgewiesen werden können. Hypothese 1 ist entsprechend zu verwerfen.

[Tabelle 3 einfügen]

Weiter untersuchen wir im Rahmen eines Regressionsansatzes den Einfluss der Kontrollmöglichkeit des Mehrheitsgesellschafters und der Abfindungshöhe auf die Bilanzpolitik der Squeeze-Out-Unternehmen. Die diskretionären Periodenabgrenzungen stellen die zu erklärende Variable dar (Tabelle 4). Unabhängige Variablen sind die Dummy-Variable *Sq*, die die Zugehörigkeit zur Kontrollgruppe misst sowie die Variable *Per* für die Periode -1 (die Variable nimmt den Wert 1 für Abschlussdaten des Abschlusses aus Periode -1 und 0 für die Perioden -5 bis -2 an). Die Variable *Größe* wird durch den logarithmierten Marktwert sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung berechnet. Die Variable *CFO* enthält den operativen Cashflow skaliert mit der Bilanzsumme.

Die Möglichkeiten des Einsatzes bilanzpolitischer Maßnahmen bei der Zielgesellschaft wird davon abhängen, wie lange der Mehrheitseigner das Squeeze-Out-Unternehmen kontrolliert (d.h. wie gut der „Durchgriff“ des Mehrheitsaktionärs auf die Rechnungslegung des Zielunternehmens institutionalisiert ist). Die binäre Variable *Kon36* kennzeichnet Unternehmen der Squeeze-Out-Gruppe mit dem Wert 1 (sonst Null), wenn bereits 36 Monate vor dem Ankündigungszeitpunkt eine Beteiligung größer als 50% vorlag. Beeinflussen solche Unternehmen ihre Ergebnisse c.p. stärker, ist zu erwarten, dass der Regressionskoeffizient für die Variable *Kon36* ein negatives Vorzeichen aufweist. Diese interagiert mit der Variablen für den letzten Abschluss *Per* ergibt $Per * Kon36$.

Da die Höhe der drohenden Abfindung ein möglicher Anreiz sein kann, Bilanzpolitik zu betreiben, wird eine potentielle erwartete Abfindung berechnet als Anteil der ausstehenden Minderheitenanteile multipliziert mit dem Aktienkurs sechs Monate vor der Ankündigung des Squeeze-Outs. Die Höhe der zu erwartenden Abfindung wird vermutlich einen Einfluss auf die Verwendung bilanzpolitischer Instrumente haben. Bei sehr niedrigen zu erwartenden Abfindungszahlungen könnte der Nutzen der konservativen Bilanzpolitik diese Kosten kaum übertreffen. Kann der Mehrheitsaktionär jedoch davon ausgehen, dass ein Squeeze-Out entsprechend „teuer“ wird, so ist zu erwarten, dass eine ergebnisreduzierende Bilanzpolitik zum Einsatz kommt.⁴⁶ Die binäre Variable *AbfQ3* drückt für Squeeze-Out-Unternehmen aus, ob die drohende Abfindung größer als das dritte Quartil aller berechneten Abfindungen in der Stichprobe ist (für Kontrollunternehmen nimmt sie ebenfalls den Wert Null an - damit handelt es sich um einen impliziten Interaction-Term).⁴⁷ Die erwarteten Abfindungszahlungen werden durch das Produkt aus dem abzufindenden prozentualen Minderheitenanteil, der Anzahl ausstehender Aktien und dem Börsenkurs approximiert.⁴⁸ Die Dummy-Variable *MUlist* nimmt den Wert von 1 an, wenn das Mutterunternehmen eines Squeeze-Out-Unternehmens börsennotiert ist, da es denkbar ist, dass „kapitalmarkterfahrene“ Unternehmen unter Umständen eine gezieltere Informationspolitik betreiben als nicht börsennotierte.

⁴⁶In der *Börsen-Zeitung* vom 24.04.2002 wird berichtet: „Diese [die Muttergesellschaft Aventis] hält 97,57% an Hoechst. Rechnerisch würde ein Squeeze-Out fast 800 Mill. Euro erfordern; das ist Aventis bislang zu viel.“, vgl. o.V. (2002).

⁴⁷Vgl. Wooldridge (2006) zu *interaction-terms*.

⁴⁸Der bei der Squeeze-Out-Ankündigung verbleibende Minderheitenanteil wurde aus den Quellen *elektronischer Bundesanzeiger*, *Hoppenstedt-Aktienführer* und *Lexis-Nexis* gewonnen. Die Anzahl ausstehender Aktien und die Kurse entstammen der Datenbank *Datastream*. Zur Messung des Börsenkurses wird der Stichtag 6 Monate vor der Ankündigung herangezogen.

Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass signifikante Unterschiede in den diskretionären Periodenabgrenzungen zwischen den Squeeze-Out-Unternehmen und der Kontrollgruppe bestehen. Der Koeffizient von Sq ist negativ (-0,0226) und auf dem 1%-Niveau signifikant, die abnormalen Periodenabgrenzungen liegen also für die Squeeze-Out-Unternehmen unter denen der Kontrollgruppe. Dieses Ergebnis bestätigt die deskriptive Statistik aus Tabelle 2 und verdeutlicht Unterschiede in den beiden Untersuchungsgruppen über die Fünfjahresperiode. Im Hinblick auf die These, dass im letzten Abschluss vor der Squeeze-Out-Ankündigung Bilanzpolitik betrieben wird, ist jedoch die Variable Per statistisch nicht signifikant, d.h. es deutet auch im Regressionskontext nichts auf Bilanzpolitik im letzten Abschluss vor der Ankündigung hin.

[Tabelle 4 einfügen]

Der Koeffizient der Variable $Kon36$, unser Proxy für die Durchgriffsmöglichkeiten für Bilanzpolitik, zeigt auf dem 10%-Niveau ein statistisch signifikantes positives Vorzeichen. Somit liegen die diskretionären Abgrenzungen von Squeeze-Out-Unternehmen, bei denen bereits 36 Monate vor der Ankündigung ein Mutter-Tochter-Verhältnis existiert hat, über denen der anderen Squeeze-Out-Unternehmen, die erst kürzer vor der Squeeze-Out-Ankündigung einen Kontrollübergang zu verzeichnen haben.

In der Periode -1 sind die Koeffizienten ($Per * Kon36$) negativ und in den Modellen (2)-(4) auch auf dem 10%-Niveau statistisch signifikant. Dieser inkrementelle Effekt könnte ein Hinweis auf einen Unterschied im Verhalten innerhalb der Gruppe der Squeeze-Out-Unternehmen sein, der im Zusammenhang mit der Kontrollmöglichkeit des Mehrheitsaktionärs steht. Die Ergebnisse sind jedoch aufgrund ihrer eher schwachen statistischen Signifikanz und Robustheit mit Vorsicht zu betrachten. Die zusätzlich durchgeführten Wald-Tests zeigen, dass nicht mit Sicherheit davon ausgegangen werden kann, dass beide Koeffizienten (sowohl einzeln als auch in deren Summe) von Null verschieden sind. Die weiteren Tests ergeben, dass weder die Abfindungshöhe noch die Börsennotierung einen messbaren und stabilen Einfluss auf die Periodenabgrenzungen haben.⁴⁹

Insgesamt zeigt dieser Abschnitt, dass eine Beeinflussung der Ergebnisse vor einem Squeeze-Out durch Bilanzpolitik mit dem dafür gebräuchlichen betriebswirtschaftlichen Analysein-

⁴⁹Varianten der *Jones-Modelle*, wie sie z.B. Dechow u. a. (2003) verwenden, zeigen keine anderen Ergebnisse.

strumentarium nicht bestätigt werden kann.

4.2 Pressemitteilungspolitik

4.2.1 Methodik

Zur Identifizierung relevanter Pressemitteilungen benutzen wir die Datenbank *Lexis-Nexis*. Als Publikationsart wurde die Sektion „Agentur- und Pressemitteilungen“ ausgewählt, da hier die von den Unternehmen selbst veröffentlichten Mitteilungen gespeichert sind. Die Gruppierung „Agentur- und Pressemitteilungen“ berücksichtigt insgesamt 408 verschiedene Quellen, wie bspw. Nachrichtenagenturen oder Ad-hoc-Mitteilungsdienstleister. Somit kann davon ausgegangen werden, dass die Datenbank die relevanten Pressemitteilungen weitgehend vollständig erfasst. Für die Abfrage wird jeweils der Zeitraum von 18 Monaten vor bis 6 Monate nach der Ankündigung des Squeeze-Outs gewählt. Gleichlautende Mitteilungen werden jeweils nur einmal berücksichtigt. Der Inhalt einer identifizierten Pressemitteilung wird in zwölf Statementtypen unterschieden, die in Tabelle 5 aufgeführt sind.

[Tabelle 5 einfügen]

Für die statistischen Tests werden die genannten Typen später in Statementkategorien aggregiert. Dabei werden die Statementtypen 1 und 2 als „ergebnisbezogen“, die Typen 3 und 4 als „managementbezogen“, die Typen 5 bis 7 als „zukunftsbezogen“ und die restlichen Typen 8 bis 12 als „andere“ klassifiziert. Im nächsten Schritt wird der Ton der einzelnen Statements bewertet, welcher als „pessimistisch“, „neutral“ oder „optimistisch“ eingestuft wird.⁵⁰ Durch die Aggregation der einzelnen Statements einer Periode lässt sich ein Gesamtmaß für den vom jeweiligen Unternehmen in dieser Periode verbreiteten Optimismus bzw. Pessimismus bestimmen. Nachdem ein Autor die Kategorisierung vorgenommen hat, wird diese unabhängig von einem an diesem Projekt unbeteiligten wissenschaftlichen Mitarbeiter wiederholt, um das Maß an Subjektivität in der Beurteilung des Statementtons

⁵⁰Vgl. zu dieser Vorgehensweise insb. Francis u. a. (1994); Lang und Lundholm (2000); Francis u. a. (2002).

einzuschränken.⁵¹ Gegebenenfalls abweichende Beurteilungen werden in einer Diskussion aufgelöst. Anhand dieses Verfahrens werden insgesamt 3.125 Statements in der Periode [-18 bis +6] identifiziert, die auf die 212 Squeeze-Out-Unternehmen und die 141 Unternehmen der Kontrollgruppe entfallen. Die deskriptiven Statistiken in Tabelle 5 lassen erkennen, dass die meisten identifizierten Statements (51,7%) den Kategorien 1 und 2 angehören, während die „management-“ und „zukunftsorientierten“ Statements 8,9% respektive 17,2% aller Statements ausmachen.

4.2.2 Ergebnisse

In diesem Abschnitt wird analysiert, ob die Squeeze-Out-Unternehmen gemäß Hypothese 2 angesichts eines unmittelbar bevorstehenden Zwangsausschlusses der Minderheiten ihre Informationspolitik via Pressemitteilungen ändern. Hierzu wird wiederum sowohl die relative Veränderung des bei den Squeeze-Out-Unternehmen beobachtbaren Publizitätsverhalten im Vergleich zu einer Vorperiode untersucht als auch die Veränderung relativ zu einer Kontrollgruppe betrachtet.

Panel A in Abbildung 1 zeigt, dass die 212 Squeeze-Out-Unternehmen in der Periode von 18 bis 6 Monaten vor der Squeeze-Out-Ankündigung durchschnittlich rd. 70% optimistische Statements zu verzeichnen haben. Dieser Prozentsatz bricht in dem halben Jahr vor dem Squeeze-Out-Ereignis drastisch auf einen Wert von rd. 50% (6 bis 3 Monate vor der Ankündigung) bzw. 43% (3 Monate vor der Ankündigung bis zur Ankündigung) ein. Weiterhin ist festzuhalten, dass der Anteil der pessimistischen Statements in den 6 Monaten vor der Ankündigung von 11% auf 23% steigt und sich damit mehr als verdoppelt. Der Anteil der neutralen Statements erhöht sich entsprechend von 20% auf 35%. Nach der Squeeze-Out-Ankündigung normalisiert sich das Verhältnis der optimistischen und pessimistischen Statementtöne wieder.

Panel B in Abbildung 1 lässt erkennen, dass die Informationspolitik der Kontrollgruppe diese Änderung nicht erfährt. Vielmehr bleibt das Verhältnis der Statementtöne über die Zeit konstant. Augenfällig ist, dass sich Squeeze-Out- und Kontrollunternehmen in der

⁵¹Es wurde bewusst auf eine softwarebasierte und damit automatisierte Messung des Statementtons verzichtet (vgl. z.B. Core u. a. (2008)), da wir uns von unserer eigenen Klassifizierung einen höheren Detaillierungsgrad versprechen.

Periode 18 bis 6 Monate vor der Squeeze-Out Ankündigung in dem Ton ihrer Pressemitteilungen nicht wesentlich unterscheiden. Kurz vor dem Ankündigungszeitpunkt beginnen die Squeeze-Out-Unternehmen jedoch damit, ihre Informationspolitik deutlich zu verändern. Es entsteht somit der Eindruck, dass das bevorstehende Ereignis eines Minderheitenausschlusses die Unternehmen dazu veranlasst, ihre Publizitätspolitik via Pressemitteilungen zu ändern.

[Abbildung 1 einfügen]

Die auf der Abbildung 1 beruhenden Schlussfolgerungen werden durch die Ergebnisse der statistischen Tests bekräftigt. Panel A in Tabelle 6 zeigt für die 212 Squeeze-Out-Unternehmen bei Betrachtung aller Statementtypen (1-12) im Zeitvergleich der Perioden 18 bis 12 Monate vor der Ankündigung (der Kontrollperiode) und den 6 Monaten vor Ankündigung des Minderheitenausschlusses (der Squeeze-Out-Periode) eine signifikant negative Veränderung der absoluten Anzahl von optimistischen Statements sowie eine signifikant positive Veränderung der pessimistischen und neutralen Statements. Zudem bestätigen unsere univariaten *Difference-in-Difference* Tests in Panel B einen signifikanten Anstieg (Rückgang) der pessimistischen (optimistischen) Statements.

Bei einer detaillierten Untersuchung der einzelnen Statementtypen erkennt man in Panel A, dass sich der signifikante Anstieg der pessimistischen Statements vor allem auf die ergebnisbezogenen und managementbezogenen Kategorien verteilt. Insbesondere der Anstieg der letzteren Kategorie ist interessant, da die Entscheidung des Managements, eine Pressemitteilung um eigene Kommentare zu erweitern, völlig diskretionär ist. Diese Evidenz ist somit konsistent mit Hypothese 2, dass das Management Pressemitteilungen gezielt einsetzt, um im Rahmen einer *aktiven* Informationspolitik die Erwartungen des Kapitalmarkts im Vorfeld eines Squeeze-Outs zu beeinflussen. Ferner ist im Periodenvergleich zu beobachten, dass in den 6 Monaten vor dem Squeeze-Out signifikant weniger optimistische ergebnisbezogene Statements veröffentlicht werden. Der Rückgang ist dabei in starkem Maße auf die Veränderung des Statementtyps 2 „Leistungsindikatoren“ zurückzuführen, welcher ebenfalls als besonders diskretionär einzustufen ist. Auch bei den anderen Statements (Typen 8 bis 12) ist ein signifikanter Rückgang der optimistischen Statements zu verzeichnen.

Der Vergleich mit der Kontrollgruppe in Panel B zeigt ebenfalls einen signifikanten Rückgang (Anstieg) der optimistischen (pessimistischen) ergebnisbezogenen Statements auf Seiten der Squeeze-Out-Unternehmen. Zudem ist eine signifikante Abnahme der optimistischen Statements in den Kategorien „zukunftsbezogenen“, „managementbezogen“ und „andere“ zu verzeichnen.

Der hier deutlich werdende signifikante Rückgang der optimistischen Statements lässt auf eine subtile, von Dritten schwierig nachprüfbar Strategie der Squeeze-Out-Unternehmen schließen, nämlich das bewusste Unterdrücken von vermeintlich positiv geprägten Mitteilungen. Da die absolute Anzahl der Statements in den betrachteten Perioden [-18 bis -12] und [-6 bis 0] bei den Squeeze-Out-Unternehmen auf konstantem Niveau bleibt⁵², spricht die Zunahme an pessimistischen sowie neutralen Statements und der simultane Rückgang der optimistischen Statements für einen vom Management aktiv herbeigeführten Substitutionseffekt.

[Tabelle 6 einfügen]

Für eine beachtliche Teilgruppe der Squeeze-Out-Unternehmen sind überhaupt keine Pressemitteilungen zu verzeichnen. Rund 35% der Unternehmen weisen dabei sowohl in der Kontroll- [-18 bis -12] als auch in der Squeeze-Out-Periode [-6 bis 0] keine Mitteilungen auf.⁵³ Die fehlende Kommunikation mit dem Kapitalmarkt spricht zunächst dafür, dass ein Teil der Squeeze-Out-Unternehmen im Vorfeld des Minderheitenausschlusses eine *passive* Informationspolitik betreibt.⁵⁴ Tatsächlich zeigt sich auch, dass rund 27% der Squeeze-Out-Unternehmen, die in der Kontrollperiode noch Pressemitteilungen aufzuweisen haben, in der Squeeze-Out-Periode keine Mitteilungen mehr veröffentlichen.

Es ist jedoch zu beobachten, dass bei der Kontrollgruppe ein vergleichbarer Anteil von Unternehmen in den beiden Perioden keine Pressemitteilungen herausgibt. Da die Kontrollunternehmen aber nicht vor einem Minderheitenabschluss stehen, ergibt sich der Eindruck, dass nicht das Ereignis des Squeeze-Outs die Unternehmen zu der *passiven* Informationspolitik verleitet, sondern dies vielmehr in bestimmten Unternehmenscharakteristika

⁵²Erst in der Phase 3 bis 6 Monate nach der Hauptversammlung ist bei den Squeeze-Out-Unternehmen ein deutlicher Rückgang der Zahl an Pressemitteilungen zu verzeichnen.

⁵³Die in diesem Absatz beschriebenen Ergebnisse sind nicht tabellarisch dargestellt.

⁵⁴Vgl. Bebchuk und Kahan (2000).

begründet sein kann.⁵⁵

Ein möglicher Vorbehalt bei der Interpretation der vorliegenden Ergebnisse könnte darin liegen, dass die pessimistischere Informationspolitik der Squeeze-Out-Unternehmen auch durch eine sich verschlechternde fundamentale ökonomische Performance begründet sein kann. Aus diesem Grunde untersuchen wir mit folgender Regressionsgleichung den Effekt der allgemeinen Ergebnisentwicklung:

$$VT = \beta_0 + \beta_1 VEPS_i + \beta_2 Sq_i + \beta_3 VEPS_i * Sq_i + \beta_4 AbfQ3_i + \beta_5 Größe_i + \beta_6 MUIst_i + \epsilon \quad (3)$$

mit:

VT	=	Veränderung im Ton der Statements, gemessen als Differenz zw. Squeeze-Out- und Kontrollperiode.
VEPS	=	Veränderung des Ergebnisses je Aktie, gemessen als Differenz zw. Squeeze-Out- und Kontrollperiode.
Sq	=	Dummy-Variable, nimmt bei den Squeeze-Out-Unternehmen den Wert 1 an.
VEPS*Sq	=	Interaktionsterm für die Squeeze-Out-Unternehmen.
AbfQ3	=	Dummy-Variable, nimmt den Wert 1 an, wenn die Abfindungszahlung des Squeeze-Out-Unternehmens über dem 3. Quartil liegt.
Größe	=	Unternehmensgröße
MUIst	=	Dummy-Variable, nimmt den Wert 1 an, wenn die Muttergesellschaft börsennotiert ist.

Die Variable VT ist ein Maß für die Veränderung im Ton der Statements. Sie wird für die Statementtypen 1 bis 7⁵⁶ ermittelt, indem zunächst jeweils für die Kontroll- und die Squeeze-Out-Periode die Zahl der optimistischen Statements von der Zahl der pessimistischen Statements abgezogen wird und die resultierende Zahl mit der Summe aller Statements skaliert und danach die Differenz zwischen den beiden Perioden berechnet wird. Die

⁵⁵So zeigt sich beispielsweise, dass im Falle der in die Untersuchung einbezogenen Unternehmen des Freiverkehrs jeweils keine Meldung zu verzeichnen ist. Mögliche weitere Bestimmungsfaktoren, warum Unternehmen keine Pressemeldungen veröffentlichen, werden im Rahmen dieser Studie nicht weiter untersucht.

⁵⁶Auf die anderen Statements wird verzichtet, da diesen nur geringe bzw. keine Ergebnisrelevanz zugeschrieben werden kann.

Berechnungsformel lautet folgendermaßen:⁵⁷

$$VT = \frac{pess_{[-6;0]} - opt_{[-6;0]}}{alle_{[-6;0]}} - \frac{pess_{[-18;-12]} - opt_{[-18;-12]}}{alle_{[-18;-12]}} \quad (4)$$

Als Maß der Unternehmensperformance wird das „Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit“ des jeweiligen Unternehmens aus der *Hoppenstedt-Bilanzdatenbank* gewonnen und mit der Anzahl ausstehender Aktien aus *Datastream* (Item NOSH) skaliert.⁵⁸

Die deskriptive Statistik zeigt für die Squeeze-Out-Unternehmen eine negative Veränderung des Tons (*VT*) und eine signifikant pessimistischere Mitteilungspolitik als für die Kontrollgruppe. Die Ergebnisentwicklung (*VEPS*) verläuft bei den Squeeze-Out-Unternehmen im Mittelwert schlechter als bei der Kontrollgruppe, wenngleich der Medianwert positiv ausfällt. Squeeze-Out-Unternehmen haben im Schnitt (Median) die Leistung einer Abfindungszahlung in Höhe von rd. 28 Mio. EUR (3 Mio. EUR) zu erwarten.⁵⁹

Die Regressionsergebnisse in Tabelle 7 zeigen, dass sich die Mitteilungspolitik der Squeeze-Out-Unternehmen nicht konsistent zu ihrer ökonomischen Performance verhält, während bei den Kontrollunternehmen ein der Ergebnisentwicklung entsprechendes Mitteilungsverhalten zu beobachten ist. Der Koeffizient der Variable *VEPS* fällt im Modell 1 signifikant positiv aus. Die Kontrollunternehmen veröffentlichen also im Schnitt mehr optimistisch bzw. weniger pessimistisch gestimmte Statements, wenn sie eine positive Ergebnisentwicklung erfahren. Der Interaktionsterm *VEPS*Sq* weist einen signifikant negativen Koeffizienten auf, was bedeutet, dass die Squeeze-Out-Unternehmen im Gegensatz dazu den Anteil pessimistischer (optimistischer) Statements bei sich positiv verändernder Unternehmensperformance nicht reduzieren (erhöhen).⁶⁰ Die signifikant negative Dummy-Variable *Sq* bestätigt zudem auch in dieser Regression das in Abbildung 1 illustrierte Bild.

Weitergehend untersuchen wir, ob Squeeze-Out-Unternehmen mit einem höheren Anreiz

⁵⁷Die Ergebnisse dieser Gleichung werden mit (-1) multipliziert, um intuitiv verständliche Resultate zu bekommen. Somit führt die Veröffentlichung von mehr (weniger) pessimistisch und/oder weniger (mehr) optimistisch geprägten Statements zu einem negativen (positiven) Vorzeichen des Bruchs *VT*.

⁵⁸Diese Daten sind nur auf jährlicher Basis verfügbar, vgl. Fußnote 43.

⁵⁹Die Ergebnisse sind nicht tabllarisch dargestellt.

⁶⁰Werden bei der zu erklärenden Variable *VT* auch die anderen Statementtypen einbezogen (8 bis 12), fallen die Variablen *VEPS* (*t*-Wert: 0,84) und *VEPS*Sq* (*t*-Wert: -0,15) nicht signifikant aus, während die Ergebnisse für die weiteren erklärenden Variablen qualitativ gleich bleiben.

zur Kursbeeinflussung ihre Informationspolitik stärker ändern. Der Anreizeffekt auf die Pressemitteilungspolitik wird wie in Abschnitt 4.1.2 in der Regressionsgleichung (3) durch die Variable *AbfQ3* gemessen. Als weitere erklärende Variable wird *MUlist* und als übliche Kontrollvariable wird ferner die Unternehmensgröße (*Größe*) aufgenommen.

Im Modell 2 weist die Variable *AbfQ3* einen hoch signifikant negativen Koeffizienten auf. Dies ist konsistent mit der These, dass die Unternehmen mit hohen Anreizen Pressemitteilungen als mögliches Instrument zur Kursbeeinflussung einsetzen. Die Kontrollvariable *Größe* (Modell 3 bis 5) sowie die Variable *MUlist* (Modell 5) sind insignifikant, sie weisen somit keinen Erklärungsgehalt auf. Die Analyse in diesem Abschnitt zeigt, dass Squeeze-Out-Unternehmen eine gezielte Pressemitteilungspolitik gemäß Hypothese 2 im Vorfeld von Squeeze-Outs verfolgen.

[Tabelle 7 einfügen]

5 Auswirkungen auf den Börsenkurs

Die vorangegangenen Abschnitte zeigen, dass im Vorfeld von Squeeze-Outs der Einsatz von Bilanzpolitik mit dem Instrumentarium der empirischen Rechnungswesenforschung nicht nachzuweisen, jedoch eine signifikante Änderung der Informationspolitik via Pressemitteilungen empirisch festzustellen ist. Es stellt sich die entscheidende Frage, ob ein solches Vorgehen die Erwartungen der Kapitalmarktteilnehmer und dadurch den Börsenkurs als Abfindungsuntergrenze beeinflusst.

Wir untersuchen zunächst, wie der Kapitalmarkt auf die Publizitätsstrategie der Squeeze-Out-Unternehmen im Vorfeld und am Ankündigungstag der Squeeze-Out-Maßnahme reagiert.⁶¹ Unternehmen, deren Statements pessimistischer (oder optimistischer bzw. ohne Veränderung) im Vergleich zur Kontrollperiode ausfallen, werden dabei der *aktiven* Informationspolitik zugeordnet, während Unternehmen ohne Pressemitteilungen in der Squeeze-

⁶¹Die Renditeentwicklung wird in der Basisspezifikation als CAR relativ zu einem Marktindex (CDAX) gemessen. Wir berichten zudem über die Entwicklung der einfachen Renditen (CRet), da in der empirischen Studie von Brühle u. a. (2008) ein Marktrisiko-Entkopplungseffekt bei Squeeze-Out-Unternehmen am deutschen Kapitalmarkt festgestellt wurde. Die abnormalen Renditen am Ankündigungstag werden über die Methodik der Ereignisstudie quantifiziert und auf Signifikanz getestet, vgl. z.B. Brown und Warner (1980); Brown und Warner (1985); Campbell u. a. (1997); MacKinlay (1997).

Out-Periode unter der *passiven* Informationspolitik subsumiert werden. Der in Abbildung 2 dargestellte Renditeverlauf zeigt zunächst für alle drei Gruppierungen von Squeeze-Out-Unternehmen (passiv, positive *VT*, negative *VT*) hohe, signifikant positive Überrenditen.⁶² Wie die Ergebnisse in Panel A von Tabelle 8 darlegen, weisen Unternehmen mit pessimistischer (optimistischer) Informationspolitik mit 12% (16,6%) die geringste (höchste) kumulierte abnormale Rendite (CAR) auf, während die Verfolgung einer *passiven* Informationspolitik zu einer mittleren abnormalen Rendite von 13,9% führt.⁶³ Unter Heranziehung der einfachen Renditen (CRet) ergibt sich ein noch deutlicheres Bild: Bei den pessimistisch (optimistisch) berichtenden Unternehmen ist eine durchschnittliche Rendite in Höhe von 10,6% (21,8%) zu konstatieren. Diese Unterschiede in den „Run-Up“-Renditen der Unternehmen mit pessimistischer bzw. optimistischer Informationspolitik sind zudem statistisch signifikant. Diese Ergebnisse belegen, dass die vom Mehrheitsaktionär verfolgte Informationsstrategie gemäß Hypothese 3a die Erwartungen der Kapitalmarktteilnehmer in die vom ihm gewünschte Richtung beeinflusst.

[Abbildung 2 einfügen]

In dem aus ökonomischer Sicht für die Abfindungsfestlegung besonders relevanten Ankündigungszeitpunkt der Squeeze-Out-Maßnahme⁶⁴ ist ein deutlicher positiver Kurssprung je nach Informationspolitik von durchschnittlich knapp 7% bis fast 10% zu beobachten (Abbildung 2 und Tabelle 8 Panel A).⁶⁵ Unternehmen, die mittels einer *passiven* Informationspolitik ein großes Informationsgefälle zwischen Unternehmen und Investoren herbeigeführt haben, weisen bei Ankündigung den größten Kurssprung auf, d.h. der Kapitalmarkt passt seine Bewertung nach Erhalt dieses Unterbewertungssignals entsprechend an. Bei

⁶²Zur Messung der Veränderung des Statementtons *VT* wird die bereits im Abschnitt 4.2.2 eingeführte Variable verwendet. Es werden hier nur die 168 Unternehmen berücksichtigt, für die der Ankündigungstag exakt auf den Tag bestimmt werden kann. Zudem wurde aufgrund von sehr hohen Extremwerten eine Bereinigung der kumulierten abnormalen Renditen über den „Run-Up“-Zeitraum auf dem 1% Niveau durchgeführt.

⁶³Diese Angaben beziehen sich auf die rd. 132 Handelstage der letzten sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung. In der Tendenz sind sie konsistent mit den Ergebnissen von Elmland und Weber (2005), die für 70 Squeeze-Out-Ankündigungen über das Ereignisfenster -90 bis -1 ebenfalls durchschnittlich signifikant positive Überrenditen im Vorfeld von Squeeze-Outs in Höhe von 6,16 % beobachten.

⁶⁴Vgl. beispielhaft Weber (2004); Beschluss OLG Stuttgart vom 14.02.2008.

⁶⁵Bereits am deutschen Kapitalmarkt durchgeführte Ereignisstudien zur Kapitalmarktreaktion auf Squeeze-Out-Ankündigungen (ohne Differenzierung nach Informationspolitik) weisen ebenfalls erhebliche positive Überrenditen nach, vgl. Elmland und Weber (2005): 7,16%; Ehrhardt u. a. (2004): 8,45%; Moser und Prüher (2002): 5,4%.

Unternehmen, die im Vorfeld der Ankündigung noch Informationen zur Verfügung stellen, können wir nicht beobachten, dass der Kapitalmarkt gemäß Hypothese 3b auf Basis des neuen Informationsstands der kommenden Squeeze-Out-Maßnahme die negativ eingefärbten Informationen vollständig neu bewertet. Ein Ankündigungseffekt ist bei den Kontrollunternehmen konsistenterweise nicht zu beobachten.

[Tabelle 8 einfügen]

Die für alle drei Informationsstrategien zu beobachtenden stark positiven Renditeentwicklungen im halben Jahr vor der Squeeze-Out-Ankündigung werfen die Frage auf, ob der Kapitalmarkt in diesem spezifischen Segment überhaupt entsprechend auf die Pressemitteilungen reagiert. Deshalb definieren wir innerhalb des Zeitfensters von einem halben Jahr vor Ankündigung immer einen Ereignistag, wenn an diesem die Veröffentlichung einer Pressemitteilung von einem Squeeze-Out-Kandidaten erfolgt ist. Die Resultate in Panel B der Tabelle 8 zeigen, dass in der überwiegenden Zahl der insgesamt 326 Ereignistage tatsächlich eine Reaktion des Kapitalmarktes auf die Veröffentlichung einer Mitteilung zu beobachten ist. Eine Aktienkursreaktion kann bei rd. 70% und eine Handelsvolumenreaktion bei rd. 72% der betrachteten Veröffentlichungen beobachtet werden.⁶⁶ Aufgrund der Reaktionen kann festgestellt werden, dass der Kapitalmarkt auch in diesem Segment die ihm zugeführten Informationen wahrnimmt und es zu entsprechenden Kursanpassungen kommt.

In einem nächsten Schritt wird untersucht, ob der Kapitalmarkt auch entsprechend unserer Einschätzungen bzgl. des kumulierten Statementtons der Meldungen reagiert.⁶⁷ Die Ergebnisse in Panel C lassen eine weitgehende Konsistenz erkennen. Bei ca. 42% der pessimistischen Meldungen zeigt sich eine Rendite mit negativem Vorzeichen.

Um die Auswirkung der einzelnen Pressemitteilungen auf die Aktienbewertung zu messen,

⁶⁶Die Renditen entstammen der Datenbank *Datastream*. Die Handelsvolumina sind der Datenbank *Bloomberg* entnommen, da *Datastream* bei einem Handelsvolumen von unter 100 eine Null ausweist, in *Bloomberg* diese aber auf die Aktie genau ausgewiesen sind.

⁶⁷Da eine Meldung typischerweise mehrere Statements beinhaltet, wird für die Messung der Kapitalmarktreaktion ein Nettowert über die verschiedenen Statementtöne hinweg gebildet. Hierfür wurde ein pessimistisches (neutrales, optimistisches) Statement mit dem Wert -1 (0, +1) versehen, die einzelnen Statements einer Mitteilung summiert und der Nettowert nach folgendem Schema festgelegt: < 0 = pessimistisch, 0 = neutral und > 0 = optimistisch. Es gilt die Annahme einer Gleichgewichtung der einzelnen Statements.

kumulieren wir die erzielten Renditen für jedes einzelne Unternehmen über die einzelnen Veröffentlichungen.⁶⁸ Es ergibt sich gemäß Panel C bei den optimistischen Statements ein durchschnittliches Mittel von 0,6%, während bei den pessimistischen Statements eine durchschnittliche abnormale Rendite von -0,5% zu verzeichnen ist. Hinsichtlich der pessimistischen Meldungen legen diese Ergebnisse nahe, dass die vom Mehrheitsaktionär verfolgte Strategie der adversen Publicitätspolitik die erwarteten negativen Marktreaktionen zur Folge hat, wenngleich im Durchschnitt mit sehr geringen Kursabschlägen.

Der auf die Pressemitteilungen zurückzuführende Kurseffekt ist jedoch im Vergleich zur gesamten Kursentwicklung in der Phase vor der Squeeze-Out-Ankündigung als äußerst gering einzustufen. Die über alle Informationsereignisse kumulierten Renditen pro Unternehmen liegen im Durchschnitt bei einem halben Prozent (Panel D), während die im Vorfeld der Ankündigung kumulierte abnormale Rendite 17,3% beträgt. Die Differenz von rd. 16,8% zeigt, dass der mit der Informationspolitik des Squeeze-Out-Unternehmens verbundene Kurseffekt von anderen Faktoren deutlich überlagert wird. Dies legt den Schluss nahe, dass die Marktteilnehmer ihre Investitionsentscheidungen im Umfeld möglicher Squeeze-Out-Maßnahmen nicht auf die vom Unternehmen selbst veröffentlichten Pressemitteilungen sondern in starkem Maße auf andere Informationen stützen. Die separate Untersuchung der Kontrollgruppe zeigt, dass diese ebenfalls konsistent auf die Pressemitteilungspolitik reagieren, aber auch hier der Einfluss der Ereignisse im Vergleich zu dem hohen „Run-Up“-CAR sehr gering ist. Dies stützt die These, dass andere Faktoren (als die Pressemitteilungen) eingepreist werden, da die Kontrollunternehmen aufgrund ihrer Auswahl sehr ähnliche Charakteristika wie die Squeeze-Out-Unternehmen aufweisen.

Prinzipiell können bewertungsrelevante Informationen auch von Informationsintermediären wie etwa Finanzanalysten⁶⁹, Ratingagenturen⁷⁰ oder die Wirtschaftspresse⁷¹ zur Verfügung gestellt werden. Bei Squeeze-Out-Unternehmen gibt es jedoch nur sehr wenige alternative Informationsquellen. Die *IBES*-Analystendatenbank zeigt, dass die Abdeckung von Squeeze-Out-Kandidaten gegen Null tendiert.⁷² Zudem belegen weitere Nachforschungen, dass für solche Firmen mit sehr geringem Streubesitz in der Wirtschaftspresse typischerwei-

⁶⁸Vgl. zu dieser Vorgehensweise auch Armstrong u. a. (2008).

⁶⁹Vgl. Givoly und Lakonishok (1979); Francis und Soffer (1997).

⁷⁰Vgl. Hand u. a. (1992); Dichev und Piotroski (2001).

⁷¹Vgl. Dyck und Zingales (2003); Bushee u. a. (2007).

⁷²Empirische Studien belegen, dass Firmen mit konzentrierter Eigentümerstruktur von weniger Analysten abgedeckt werden, vgl. z. B. Bhushan (1989); Lang u. a. (2004).

se weniger fundamentale Unternehmensinformationen oder -recherchen, sondern vielmehr Spekulationen über möglicherweise anstehende Squeeze-Outs verbreitet werden.⁷³ Begünstigt werden solche Spekulationen durch Datenbanken mit aktuellen Beteiligungsverhältnissen und durch die öffentlich zugänglichen Erwerbs- und Übernahmeangebotsunterlagen, in denen häufig die Möglichkeit eines Squeeze-Outs bereits angekündigt wird.

Diese Informationen nutzt eine ganze Reihe professioneller Investoren⁷⁴, die sich auf die systematische Identifizierung zukünftiger Squeeze-Out-Fälle als lukrative Investitionsobjekte spezialisiert haben.⁷⁵ Zusätzlich zeigen unsere Recherchen, dass diese Investoren in der Regel über tiefgehende „Markt“-Kenntnisse verfügen und zudem häufig direkte Kontakte zum Umfeld der Unternehmen unterhalten.⁷⁶ Es kann daher davon ausgegangen werden, dass es sich bei den beobachtbaren Kursentwicklungen weniger um die Einpreisung fundamentaler Informationen, als vielmehr um die Spekulation auf eine Abfindungszahlung handelt.

6 Zusammenfassung

Vor dem Hintergrund der langjährigen Debatte über die Eignung von Börsenkursen bei der Abfindungsbemessung im Rahmen von gesellschaftsrechtlichen Strukturmaßnahmen werden in dieser Untersuchung anhand von 212 Squeeze-Out-Transaktionen zwei Wege un-

⁷³Liste möglicher Squeeze-Out-Kandidaten werden regelmäßig von den Zeitschriften *Börsen-Zeitung*, *Capital*, *Finance-Magazin* und *Manager-Magazin* veröffentlicht. Auch in Börsen-Journals wie *Wertpapier.de* oder *Der Nebenwerte-Insider* wird ebenso wie in vielfachen Threads internetbasierter Aktiengruppen wie *Ariva.de* oder *Wallstreet-online.de* über mögliche Squeeze-Out-Kandidaten spekuliert.

⁷⁴Hierzu zählen bspw. die „Falkenstein Nebenwerte AG“, „Greiff Capital Management AG“, „Scherzer & Co. AG“, „SCI AG“, „Shareholder Value Beteiligungen AG“, „Solventis Wertpapierhandelsbank GmbH“ und die „Spezialwerte AG“. Ein Blick in die Unternehmenspräsentation der Scherzer & Co. AG vom 31.07.2008 kann für den Fall der Hypo-Vereinsbank AG genau belegen, dass die Scherzer & Co. AG bereits zwischen der Anteilsübernahme von 93,3% durch die Unicredito und vor der Squeeze-Out-Ankündigung ihre Anteilsposition aufgebaut hat.

⁷⁵Vgl. exemplarisch das Mission Statement der Shareholder Value Beteiligungen AG: „Durch Anlage in Nebenwerte und gezielte Investments in Sondersituationen erstreben wir risikoadjustierte Überrenditen mit geringer Marktkorrelation. Dazu greifen wir auf langjährige Erfahrung beispielsweise in Squeeze-out Situationen zurück.“ Dem lukrativen Geschäft mit Squeeze-Outs wird auch der Umstand gerecht, dass viele Banken sog. Squeeze-Out-Zertifikate aufgesetzt haben.

⁷⁶Vgl. die Beschreibung des Tätigkeitsfeldes der Spezialwerte AG: „Will ein Großaktionär alle übrigen Anteile, muss er seine Mitaktionäre abfinden. In der Regel winkt dabei weit mehr als der vorherige Börsenkurs. Informationen im Vorfeld sind Geld wert. Hier setzt die SPEZIALWERTE AG mit ihren guten Kontakten auf ein schnelles Agieren zum Wohle der Anteilseigner.“

tersucht, die aus Sicht des rational handelnden Mehrheitsaktionärs geeignet erscheinen, die Erwartungen der Marktteilnehmer negativ zu beeinflussen: Bilanzpolitische Maßnahmen und/oder die Kapitalmarktkommunikation via Pressemitteilungen. Eine aktive Bilanzpolitik durch die Gestaltung von Periodenabgrenzungen ist in der Vorperiode des Squeeze-Outs jedoch nicht nachweisbar. Die Aussicht auf kurzfristige und ggf. leichter implementierbare Strategien könnte ein Grund gegen die Verwendung dieses Weges sein. Tatsächlich ist bei der Analyse von Pressemitteilungen zu erkennen, dass die Squeeze-Out-Unternehmen in dem halben Jahr vor einer Squeeze-Out-Ankündigung sowohl relativ zu einer Kontrollgruppe als auch zu ihrer eigenen Historie signifikant mehr (weniger) Statements mit pessimistischem (optimistischem) Ton veröffentlichen. Dieses Verhalten zeigt sich zudem besonders bei jenen Einzelkategorien, über die Manager ein hohes Maß an Diskretion besitzen. Auch offenbaren die Analysen im Querschnitt, dass dieses Publizitätsverhalten nicht auf eine schlechtere Ergebnisentwicklung zurückzuführen und bei den Unternehmen ausgeprägt ist, die eine hohe Abfindungszahlung zu erwarten haben. Allerdings zeigt sich auch, dass ein großer Teil der Squeeze-Out-Unternehmen (rund 35%) überhaupt keine Mitteilungen mehr herausgibt. Dies ist auch in ähnlicher Weise bei der Kontrollgruppe beobachtbar.

In den sechs Monaten vor dem Ankündigungstag des Squeeze-Outs sind bei allen Unternehmen stark positive Überrenditen zu beobachten. Eine nach der Publizitätsstrategie differenzierende Betrachtung lässt zwar erkennen, dass Unternehmen mit pessimistischer Informationspolitik im Vergleich noch die geringsten positiven Überrenditen im „Run-Up“-Zeitraum erzielen. Jedoch machen die über alle in der Periode vor dem Squeeze-Out veröffentlichten Unternehmensmitteilungen kumulierten abnormalen Renditen nur einen sehr geringen Anteil an der gesamten Überrenditeentwicklung aus.

Daher ziehen wir insgesamt den Schluss, dass sich die Mehrheitsaktionäre ökonomisch rational verhalten und im Rahmen der legalen Möglichkeiten versuchen, die Kapitalmarkterwartungen und damit die Börsenbewertung der Squeeze-Out-Unternehmen zu beeinflussen. Allerdings sind die ihnen dazu zur Verfügung stehenden Mittel in ihrer Wirkung deutlich begrenzt, da die kumulierten Bewertungseffekte aus einer pessimistisch eingefärbten Informationspolitik vergleichsweise gering sind. Zudem wären solche Maßnahmen auch im Spruchstellenverfahren ex-post von einem sachkundigen Gutachter anhand der einschlägigen Informationsquellen untersuchbar. Der in dieser Studie dokumentierte starke von neuen fundamentalen Unternehmensinformationen unabhängige Anstieg des Aktienkurses

im Vorfeld von Squeeze-Out-Ankündigungen stützt hingegen den Verdacht, dass die Börsenbewertung durch Spekulationen auf die Abfindung hoch getrieben wird.

Der Fokus der künftigen betriebswirtschaftlichen Forschung sollte deshalb auf eine empirische Analyse der Handelsaktivitäten (Timing, Halteperiode, Umfang) von dem Mehrheits- und vor allem aber von den mittlerweile professionalisierten Minderheitsaktionären und ihren Beratern gelegt werden, um damit auch aus Perspektive der Markt-Mikrostruktur den Grad der „Manipulierbarkeit“ des Börsenkurses bei Squeeze-Out-Unternehmen beurteilen zu können.

Literatur

- [Aboody und Kaznik 2000] ABOODY, D. ; KAZNIK, R.: CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures. In: *Journal of Accounting and Economics* 29 (2000), S. 73–100
- [Aha 1997] AHA, C.: Aktuelle Aspekte der Unternehmensbewertung im Spruchstellungsverfahren. In: *Die Aktiengesellschaft* (1997), Nr. 1, S. 26–36
- [Ahlers 2003] AHLERS, M.: *Verschmelzung deutscher börsennotierter Kapitalgesellschaften - Eine empirische Analyse*. Lohmar, 2003
- [Armstrong u. a. 2008] ARMSTRONG, C. ; BARTH, M.E. ; JAGOLINZER, A. ; RIEDL, E.: Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe. In: *Working Paper, Harvard Business School and Stanford University* (2008)
- [Ball und Shivakumar 2008] BALL, R. ; SHIVAKUMAR, L.: Earnings quality at initial public offerings. In: *Journal of Accounting and Economics* 45 (2008), S. 324–349
- [Ballwieser 2001] BALLWIESER, W.: Unternehmensbewertung aus Sicht der Betriebswirtschaftslehre. In: BALLWIESER, W. (Hrsg.) ; JACOB, H.-J. (Hrsg.) ; MOLLENHAUER, M. (Hrsg.) ; SCHMIDT, M. (Hrsg.): *Unternehmensbewertung im Wandel*. Düsseldorf, 2001, S. 1–24
- [Baums u. a. 2007] BAUMS, T. ; KEINATH, A. ; GAJEK, D.: Fortschritte bei Klagen gegen Hauptversammlungsbeschlüsse? Eine empirische Studie. In: *Zeitschrift für Wirtschaftsrecht* (2007), S. 1629–1650
- [Böcking 2003] BÖCKING, H.-J.: Zur Bedeutung des Börsenkurses für die angemessene Barabfindung. In: RICHTER, F. (Hrsg.) ; SCHÜLER, A. (Hrsg.) ; SCHWETZLER, B. (Hrsg.): *Kapitalgeberansprüche, Marktwertorientierung und Unternehmenswert*. München, 2003, S. 59–91
- [Beatty u. a. 1995] BEATTY, A. ; CHAMBERLAIN, S.L. ; MAGLILOLO, J.: Managing Financial Reports of Commercial Banks: The Influence of Taxes, Regulatory Capital, and Earnings. In: *Journal of Accounting Research* 33 (1995), S. 231–262

-
- [Bebchuk und Kahan 2000] BEBCHUK, L.A. ; KAHAN, M.: Adverse Selection and Gains to Controllers in Corporate Freezeouts. In: MORCK, R.K. (Hrsg.): *Concentrated Corporate Ownership*. Chicago, 2000, S. 247–259
- [Beckmann 2004] BECKMANN, K.: Börsenkurs und Abfindungsanspruch beim Ausschluss von Minderheitsaktionären. In: *Die Wirtschaftsprüfung* (2004), Nr. 12, S. 620–625
- [Behnke 1999] BEHNKE, T.: BVerfG: Verfassungswidrigkeit der Nichtberücksichtigung des Börsenkurses für Abfindungs-/Ausgleichsanspruch von außenstehenden/ausgeschiedenen Aktionären (DAT/Altana). In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* (1999), Nr. 19, S. 931–934
- [Bhushan 1989] BHUSHAN, R.: Firm characteristics and analyst following. In: *Journal of Accounting and Economics* 11 (1989), Nr. 2, S. 255–274
- [Brown und Warner 1980] BROWN, S.J. ; WARNER, J.B.: Measuring Security Price Performance. In: *Journal of Financial Economics* 8 (1980), S. 205–258
- [Brown und Warner 1985] BROWN, S.J. ; WARNER, J.B.: Using Daily Stock Returns - The Case of Event Studies. In: *Journal of Financial Economics* 14 (1985), S. 3–31
- [Brüchle u. a. 2008] BRÜCHLE, C. ; EHRHARDT, O. ; NOWAK, E.: Konzerneinfluss und Entkopplung vom Marktrisiko - Eine empirische Analyse der Betafaktoren bei faktischen und Vertragskonzernen. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 78 (2008), Nr. 5, S. 455–476
- [Bungert 2001] BUNGERT, H.: DAT/Altana: Der BGH gibt der Praxis Rätsel auf. In: *Der Betriebs-Berater* (2001), Nr. 23, S. 1161–1167
- [Bungert und Eckert 2000] BUNGERT, H. ; ECKERT, J.: Unternehmensbewertung nach Börsenwert: Zivilgerichtliche Umsetzung der BVerfG-Rechtsprechung. In: *Der Betriebs-Berater* (2000), Nr. 37, S. 1845–1849
- [Bushee u. a. 2007] BUSHEE, B.J. ; CORE, J.E. ; GUAY, W. ; WEE, J.: The Role of the Business Press as an Information Intermediary. In: *Working Paper, The Wharton School, University of Pennsylvania* (2007)
- [Busse von Colbe 1964] BUSSE VON COLBE, W.: Zur Maßgeblichkeit des Börsenkurses für die Abfindung der bei einer Umwandlung ausscheidenden Aktionäre. In: *Die Aktiengesellschaft* 9 (1964), S. 263–267

-
- [Busse von Colbe 2000] BUSSE VON COLBE, W.: Der Vernunft eine Gasse: Abfindung von Minderheitsaktionären nicht unter dem Börsenkurs ihrer Aktien. In: SCHNEIDER, U.H. (Hrsg.) ; HOMMELHOFF, P. (Hrsg.) ; SCHMIDT, K. (Hrsg.) ; TIMM, W. (Hrsg.) ; GRUNEWALD, B. (Hrsg.) ; DRYGALA, T. (Hrsg.): *Festschrift für Marcus Lutter zum 70. Geburtstag : deutsches und europäisches Gesellschafts-, Konzern- und Kapitalmarktrecht*. Köln, 2000, S. 1053–1067
- [Campbell u. a. 1997] CAMPBELL, J.Y. ; LO, A.W. ; MACKINLAY, A.C.: *The Econometrics of Financial Markets*. University Press of California, 1997
- [Clark 1986] CLARK, R. C.: *Corporate Law*. Little, Brown, 1986
- [Coles u. a. 2006] COLES, J.L. ; HERTZEL, M. ; KALPATHY, S.: Earnings management around employee stock option reissues. In: *Journal of Accounting and Economics* 41 (2006), Nr. 1-2, S. 173–200
- [Core u. a. 2008] CORE, J.E. ; GUAY, W. ; LARCKER, D.F.: The Power of the Pen and Executive Compensation. In: *Journal of Financial Economics* 88 (2008), Nr. 1, S. 1–25
- [Dechow u. a. 2003] DECHOW, P.M. ; RICHARDSON, S.A. ; TUNA, A.I.: Why are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation. In: *Review of Accounting Studies* 8 (2003), S. 355–384
- [Dechow u. a. 1995] DECHOW, P.M. ; SLOAN, R.G. ; SWEENEY, A.P.: Detecting Earnings Management. In: *The Accounting Review* 70 (1995), S. 193–193
- [DeFond und Jiambalvo 1994] DEFOND, M.L. ; JIAMBALVO, J.: Debt covenant violation and manipulation of accruals. In: *Journal of Accounting and Economics* 17 (1994), Nr. 1-2, S. 145–176
- [Deutsche Börse AG 2008] DEUTSCHE BÖRSE AG: *General Standard und Prime Standard - Zugang zum europäischen Kapitalmarkt*. Abrufbar auf der Homepage der Deutschen Börse AG, www.deutsche-boerse.com, 2008
- [Deutsches Aktieninstitut 2007] DEUTSCHES AKTIENINSTITUT: Squeeze out - Recht und Praxis. In: *Studien des Deutschen Aktieninstituts* (2007), Nr. 39, S. 1–111
- [Dichev und Piotroski 2001] DICHEV, I.D. ; PIOTROSKI, J.D.: The Long-Run Stock Return following Bond Rating Changes. In: *Journal of Finance* 56 (2001), S. 173–203

-
- [Drukarczyk 1973] DRUKARCZYK, J.: Zum Problem der angemessenen Barabfindung bei zwangsweise ausscheidenden Anteilseignern. In: *Die Aktiengesellschaft* 18 (1973), S. 357–364
- [Drukarczyk 2003] DRUKARCZYK, J.: Squeeze-out gemäß §§ 327a ff. AktG - Konzeption und das Problem der Abfindung. In: GÖBEL, S. (Hrsg.) ; HENI, B. (Hrsg.): *Unternehmensrechnung - Konzeptionen und praktische Umsetzung*. München, 2003
- [Dyck und Zingales 2003] DYCK, A. ; ZINGALES, L.: The Media and Asset Prices. In: *Working paper, Harvard University* (2003)
- [Easterbrook und Fischel 1991] EASTERBROOK, F. ; FISCHEL, D.R.: *The Economic Structure of Corporate Law*. Cambridge, 1991
- [Ehrhardt u. a. 2004] EHRHARDT, O. ; LAHR, H. ; WESSELS, M.: Kursreaktionen bei der Ankündigung von Squeeze-Outs in Deutschland. In: *M&A Review* (2004), S. 363–366
- [Elsland und Weber 2005] ELSLAND, S. ; WEBER, M.: Squeeze-Outs in Germany: Determinants of the Announcement Effects. In: *Working Paper, Universität Mannheim* (2005)
- [Emmerich und Habersack 2008] EMMERICH, V. ; HABERSACK, M.: *Ausschluss von Minderheitsaktionären (§§ 327a-327f)*. 5. München : Aktien- und GmbH-Konzernrecht, 2008
- [Fama 1970] FAMA, E.F.: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. In: *Journal of Finance* 25 (1970), Nr. 2, S. 383–417
- [Fama 1991] FAMA, E.F.: Efficient Capital Markets. In: *Journal of Finance* 46 (1991), Nr. 5, S. 1575–1617
- [Finsterer und Geiger 1999] FINSTERER, H. ; GEIGER, T.: Abfindung aussenstehender Aktionäre im Spruchstellenverfahren - Börsenkurs versus Ertragswert. In: *Steuern und Bilanzen* (1999), Nr. 21, S. 1151–1155
- [Fleischer 2002] FLEISCHER, H.: Das neue Recht des Squeeze out. In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* (2002), S. 757–789

-
- [Francis u. a. 1994] FRANCIS, J. ; PHILBRICK, D. ; SCHIPPER, K.: Shareholder Litigation and Corporate Disclosures. In: *Journal of Accounting Research* 32 (1994), Nr. 2, S. 137–164
- [Francis u. a. 2002] FRANCIS, J. ; SCHIPPER, K. ; VINCENT, L.: Expanded Disclosures and the Increased Usefulness of Earnings Announcements. In: *The Accounting Review* 77 (2002), Nr. 3, S. 515–546
- [Francis und Soffer 1997] FRANCIS, J. ; SOFFER, L.: The relative informativeness of analysts' stock recommendations and earnings forecast revisions. In: *Journal of Accounting Research* 35 (1997), Nr. 2, S. 193–212
- [Frankel und Li 2004] FRANKEL, R. ; LI, X.: Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders. In: *Journal of Accounting and Economics* 37 (2004), S. 229–259
- [Geßler 1976] GESSLER, E.: § 305. In: GESSLER, E. (Hrsg.) ; HEFERMEHL, W. (Hrsg.): *Aktiengesetz*. München, 1976
- [Givoly und Lakonishok 1979] GIVOLY, D. ; LAKONISHOK, J.: The information content of financial analysts' forecasts of earnings: some evidence on semi-strong inefficiency. In: *Journal of Accounting and Economics* 1 (1979), S. 165–185
- [Goshen und Wiener 2003] GOSHEN, Z. ; WIENER, Z.: The Value of the Freezeout Option. In: *Columbia Law School Working Paper Series, Working Paper No. 260* (2003), S. 1–42
- [Großfeld 1994] GROSSFELD, B.: *Unternehmens- und Anteilsbewertung im Gesellschaftsrecht*. Bd. 3. Köln, 1994
- [Großfeld 2002] GROSSFELD, B.: *Unternehmens- und Anteilsbewertung im Gesellschaftsrecht*. Bd. 4. Köln, 2002
- [Güttler 2005] GÜTTLER, A.: Wird die Ad-hoc-Publizität korrekt umgesetzt? Eine empirische Analyse unter Einbezug von Unternehmen des Neuen Markts. In: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 57 (2005), S. 237–259
- [Hand u. a. 1992] HAND, J.R.M. ; HOLTHAUSEN, R.W. ; LEFTWICH, R.W.: The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices. In: *Journal of Finance* 47 (1992), Nr. 2, S. 733–752

-
- [Healy und Palepu 2001] HEALY, P.M. ; PALEPU, K.G.: Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature. In: *Journal of Accounting and Economics* 31 (2001), S. 405–440
- [Healy und Wahlen 1999] HEALY, P.M. ; WAHLEN, J.M.: A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. In: *Accounting Horizons* 13 (1999), Nr. 4, S. 365–383
- [Hecker und Kaserer 2003] HECKER, R. ; KASERER, C.: Going Private im Wege des Minderheitenausschlusses: Eine empirisch orientierte Bestandsaufnahme. In: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis* 55 (2003), Nr. 2, S. 137–162
- [Helmis und Kemper 2002] HELMIS, S. ; KEMPER, O.: Squeeze-out in Deutschland. In: *Die Betriebswirtschaft* 62 (2002), Nr. 5, S. 512–532
- [Hüffer 1997] HÜFFER, U.: § 305. Bd. 3. München : Aktiengesetz, 1997
- [Hüffer 1999] HÜFFER, U.: § 305. Bd. 4. München : Aktiengesetz, 1999
- [Hüffer 2008] HÜFFER, U.: *Ausschluss von Minderheitsaktionären (§§ 327a-f)*. Bd. 8. München : Aktiengesetz, 2008
- [Hribar und Nichols 2007] HRIBAR, P. ; NICHOLS, C.D.: The Use of Unsigned Earnings Quality Measures in Tests of Earnings Management. In: *Journal of Accounting Research* 45 (2007), Nr. 5, S. 1017–1053
- [Hüttemann 2001] HÜTTEMANN, R.: Börsenkurs und Unternehmensbewertung. In: *Zeitschrift für Unternehmens- und Gesellschaftsrecht* 30 (2001), S. 454–478
- [Jo u. a. 2007] JO, H. ; KIM, Y. ; PARK, M.: Underwriter choice and earnings management: evidence from seasoned equity offerings. In: *Review of Accounting Studies* 12 (2007), Nr. 1, S. 23–59
- [Jones 1991] JONES, J.: Earnings management during import relief investigations. In: *Journal of Accounting Research* 29 (1991), Nr. 2, S. 193–228
- [Kocher und Widder 2007] KOCHER, D. ; WIDDER, S.: Die Berücksichtigung des Drei-monatsbörsenkurses. In: *Der Konzern* (2007), Nr. 5, S. 351–356

-
- [Koppensteiner 1987] KOPPENSTEINER, H.-G.: § 305. Bd. 2. Kölner Kommentar zum Aktiengesetz, 1987
- [Kothari u. a. 2009] KOTHARI, S.P. ; SHU, S. ; WYSOCKI, P.D.: Do Managers Withhold Bad News? In: *Journal of Accounting Research* 47 (2009), Nr. 1, S. 241–276
- [Krieger 2002] KRIEGER, G.: Squeeze-Out nach neuem Recht: Überblick und Zweifelsfragen. In: *Der Betriebs-Berater* (2002), Nr. 2, S. 53–61
- [Lang und Lundholm 2000] LANG, M. ; LUNDHOLM, R.: Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock? In: *Contemporary Accounting Research* 17 (2000), Nr. 4, S. 623–662
- [Lang u. a. 2004] LANG, M.H. ; LINS, K.V. ; MILLER, D.P.: Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least? In: *Journal of Accounting Research* 42 (2004), Nr. 3, S. 589–623
- [Lenzen 2000] LENZEN, U.: Reform des Rechts zur Verhinderung der Börsenkursmanipulation. In: *Wertpapier-Mitteilungen* 23 (2000), S. 1131–1139
- [Luttermann 1999] LUTTERMANN, C.: Zum Börsenkurs als gesellschaftsrechtliche Bewertungsgrundlage. In: *Zeitschrift für Wirtschaftsrecht* 20 (1999), Nr. 2, S. 45–52
- [MacKinlay 1997] MACKINLAY, C.A.: Event Studies in Economics and Finance. In: *Journal of Economic Literature* 15 (1997), S. 13–39
- [McNichols 2000] MCNICHOLS, M.F.: Research design issues in earnings management studies. In: *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (2000), Nr. 4-5, S. 313–345
- [Moser und Prüher 2002] MOSER, U. ; PRÜHER, M.: Vorteilhaftigkeit von Squeeze-Outs am deutschen Markt. In: *Finanz-Betrieb* (2002), Nr. 6, S. 361–366
- [o.V. 2002] o.V.: Squeeze-out Welle schwappt schneller als erwartet hoch. In: *Börsen-Zeitung vom 24.04.2002* (2002)
- [Peasnell u. a. 2000] PEASNELL, K.V. ; POPE, P.F. ; YOUNG, S.E.: Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models. In: *Accounting and Business Research* 30 (2000), Nr. 4, S. 313–326

-
- [Perry und Williams 1994] PERRY, S.E. ; WILLIAMS, T.H.: Earnings management preceding management buyout offers. In: *Journal of Accounting and Economics* 18 (1994), September, Nr. 2, S. 157–179
- [Piltz 1994] PILTZ, D.: *Die Unternehmensbewertung in der Rechtssprechung*. Bd. 3. Düsseldorf, 1994
- [Pluskat 2008] PLUSKAT, S.: Endlich Klärung hinsichtlich der Lage des Referenzzeitraums bei Relevanz des Durchschnittsbörsenkurses für die Abfindungshöhe? In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* (2008), Nr. 10, S. 365–368
- [Reul 1991] REUL, J.: *Die Pflicht zur Gleichbehandlung der Aktionäre bei privaten Kontrolltransaktionen*. Tübingen, 1991
- [Riegger 1999] RIEGGER, B.: Der Börsenkurs als Untergrenze der Abfindung? In: *Der Betrieb* (1999), Nr. 37, S. 1889–1891
- [Shivakumar 2000] SHIVAKUMAR, L.: Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings? In: *Journal of Accounting and Economics* 29 (2000), Nr. 3, S. 339–371
- [Stilz 2001] STILZ, E.: Börsenkurs und Verkehrswert. In: *Zeitschrift für Unternehmens- und Gesellschaftsrecht* 30 (2001), Nr. 6, S. 875–900
- [Teoh u. a. 1998a] TEOH, S.H. ; WELCH, I. ; WONG, T.J.: Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings. In: *The Journal of Finance* 53 (1998), Nr. 6, S. 1935–1974
- [Teoh u. a. 1998b] TEOH, S.H. ; WELCH, I. ; WONG, T.J.: Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. In: *Journal of Financial Economics* 50 (1998), Nr. 1, S. 63–99
- [Thomas und Zhang 2000] THOMAS, J. ; ZHANG, X.: Identifying unexpected accruals: a comparison of current approaches. In: *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (2000), Nr. 4-5, S. 347–376
- [Ullrich 2002] ULLRICH, V.: *Abfindung und Börsenkurs - Möglichkeiten zur Bemessung aktienrechtlicher Abfindungs- und Ausgleichansprüche (§§ 304, 305 320b AktG) nach dem Börsenkurs*. Frankfurt am Main, 2002

-
- [Vetter 2001] VETTER, E.: Börsenkurs und Unternehmensbewertung - Anmerkung zum Beschluss des BGH vom 12. 3. 2001. In: *Der Betrieb* 54 (2001), Nr. 25, S. 1347–1353
- [Wasmann 2007] WASMANN, D.: Bewegung im Börsenkurs: Kippt die Dreimonats- Rechtsprechung? In: *Der Betriebs-Berater* 62 (2007), Nr. 13, S. 680–682
- [Weber 2000] WEBER, M.: Kursmanipulation am Wertpapiermarkt. In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* 3 (2000), S. 113–129
- [Weber 2004] WEBER, M.: Börsenkursbestimmung aus ökonomischer Perspektive. In: *Zeitschrift für Unternehmens- und Gesellschaftsrecht* 33 (2004), Nr. 2, S. 280–300
- [Weiss 2003] WEISS, M.: *Der Ausschluss von Minderheitsaktionären - Eine rechtsvergleichende Untersuchung nach US-amerikanischem und deutschem Recht*. Konstanz, 2003
- [Wenger und Hecker 1995] WENGER, E. ; HECKER, R.: Übernahme-und Abfindungsregeln am deutschen Aktienmarkt - Eine kritische Bestandsaufnahme im internationalen Vergleich. In: *Ifo-Studien* 41 (1995), S. 51–87
- [Wenger u. a. 2001] WENGER, E. ; KASERER, C. ; HECKER, R.: Konzernbildung und Ausschluss von Minderheitsaktionären im neuen Übernahmerecht. In: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft* 13 (2001), Nr. 5, S. 317–334
- [Wilm 2000a] WILM, D.: Abfindung zum Börsenkurs - Konsequenzen der Entscheidung des BVerfG. In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* (2000), Nr. 5, S. 234–240
- [Wilm 2000b] WILM, D.: Nochmal: Abfindung zum Börsenkurs. In: *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* (2000), Nr. 21, S. 1070–1073
- [Wooldridge 2006] WOOLDRIDGE, J.M.: *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Thomson/South-Western, 2006
- [Yermack 1997] YERMACK, D.: Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements. In: *Journal of Finance* 52 (1997), S. 449–476

Tabellen und Abbildungen

Tabelle 1: Stichprobenauswahl

Panel A: Deskriptive Statistik - Gesamte Stichprobe					
<i>Börsensegment</i>	<i>N</i>	<i>Prime Standard</i>	<i>General Standard</i>	<i>Freiverkehr</i>	
Squeeze-Out-Unternehmen	212	25	171	16	
Panel B: Deskriptive Statistik - Kontrollierte Stichprobe					
<i>Börsensegment</i>	<i>N</i>	<i>Prime Standard</i>	<i>General Standard</i>	<i>Freiverkehr</i>	
Squeeze-Out-Unternehmen	141	15	115	11	
Kontrollgruppe	141	15	115	11	
<i>Marktwert EK (Mio. EUR)^a</i>	<i>N</i>	<i>Q1</i>	<i>Mittelwert^c</i>	<i>Median^d</i>	<i>Q3</i>
Squeeze-Out-Unternehmen	141	36	569	90	392
Kontrollgruppe	141	32	525	90	342
<i>Gleiche Industrie (SIC-Code)</i>	<i>N</i>	<i>4-stellig</i>	<i>3-stellig</i>	<i>2-stellig</i>	<i>1-stellig</i>
Kontrollgruppe	141	36,8 %	15,6 %	31,2 %	16,3 %
<i>Eigentümerstruktur^b</i>	<i>N</i>	<i>Mittelwert</i>	<i>Median</i>		
Kontrollgruppe	141	82 %	79 %		
<i>Geschäftsjahresende</i>	<i>N</i>	<i>Gleich</i>	<i>Unterschiedlich</i>		
Kontrollgruppe	141	80 %	20 %		

^a Marktwert des Eigenkapitals sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung.

^b Item „Closely Held Shares“ der *Thomson Financial* Datenbank.

^c Gruppendifferenz: $p > |t|$: 0,76.

^d Gruppendifferenz: $p > |Z|$: 0,32.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik - Variablen Bilanzpolitik der Perioden -5 bis 0

Variablen	Squeeze-Out- Unternehmen (n=848)			Kontroll- gruppe (n=643)			Gruppen Differenzen	
	Mittelwert	Median	StAbw	Mittelwert	Median	StAbw	$p > t $	$p > Z $
$J\ddot{U}^a$	18,0	1,4	111,6	16,1	2,9	79,7	0,7269	0,0183**
CFO^a	59,4	8,1	294,2	52,0	8,9	256,9	0,6104	0,5966
PA^a	-41,5	-5,8	265,7	-35,8	-6,1	252,0	0,6795	0,4312
Abf^a	27,9	2,8	117,7					
$J\ddot{U}^b$	-0,001	0,015	0,242	0,014	0,025	0,146	0,1607	0,0009***
CFO^b	0,067	0,070	0,189	0,071	0,077	0,171	0,7092	0,4105
PA^b	-0,068	-0,055	0,265	-0,057	-0,054	0,176	0,3353	0,4465
DA^b	-0,025	-0,009	0,333	-0,013	0,000	0,237	0,4165	0,0386**

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

^a Absolute Werte in Mio. EUR.

^b Skaliert mit der Bilanzsumme.

$J\ddot{U}$ = Jahresüberschuss, CFO = operativer Cashflow, PA = Periodenabgrenzungen ($PA_{it} = (\Delta UV_{it} - \Delta LM_{it}) - (\Delta KVB_{it} - \Delta KFVB_{it} - \Delta S_{it}) - A_{it} - \Delta Rst_{it}$), Abf = Höhe der Abfindung, DA = diskretionäre bzw. abnormale Periodenabgrenzungen ($DA_{it} = PA_{it} - \beta_1 \frac{1}{BS_{it}} + \beta_2 (\Delta UM_{it} - \Delta FO_{it}) + \beta_3 SAV_{it} + \epsilon_{it}$).

Vereinfachend wird unterstellt, dass der Abschluss dem Kapitalmarkt auch tatsächlich vor Ankündigung des Squeeze-Outs vorlag und dessen Informationen auch eingepreist wurden. Dazu arbeiten wir unter Annahme einer dreimonatigen Veröffentlichungsfrist. Kündigt also bspw. ein Unternehmen mit Jahresabschluss zum 31.12. am 08.02.2006 einen Squeeze-Out an, klassifizieren wir den zum 31.12.2004 vorliegenden Abschluss als letzten (Periode -1).

Tabelle 3: Differenzen der Periodenabgrenzungen für die paarweise kontrollierte Stichprobe

<i>Variablen</i>	<i>N</i>	<i>Mittelwert[-1]</i>	<i>Mittelwert[-5;-2]</i>	<i>Mittelwert[Diff]</i>	<i>t-Wert</i>	<i>p > t </i>	<i>p > Z </i>
Panel A: Squeeze-Out-Unternehmen							
<i>JÜ^a</i>	83	-0,0252	-0,0222	0,0030	0,17	0,87	0,13
<i>CFO^a</i>	83	0,0445	0,0519	0,0074	0,31	0,76	0,34
<i>DA</i>	83	-0,0207	-0,0504	-0,0296	-0,94	0,35	0,20
Panel B: Kontrollgruppe							
<i>JÜ^a</i>	83	0,0153	0,0074	-0,0078	-0,72	0,47	0,77
<i>CFO^a</i>	83	0,0771	0,0707	-0,0064	-0,46	0,65	0,97
<i>DA</i>	83	0,0021	-0,0217	-0,0238	-1,10	0,27	0,26
Panel C: Gruppen <i>Difference-in-Difference Design</i>							
<i>JÜ^a</i>	83			0,0108	0,53	0,59	0,20
<i>CFO^a</i>	83			0,0138	0,53	0,60	0,38
<i>DA</i>	83			-0,0058	-0,15	0,88	0,67

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

^a Die Größen sind mit der Bilanzsumme skaliert.

$JÜ = \text{Jahresüberschuss}$, $CFO = \text{operativer Cashflow}$, $DA = \text{diskretionäre bzw. abnormale Periodenabgrenzungen}$ ($DA_{it} = PA_{it} - \beta_1 \frac{1}{BS_{it}} + \beta_2 (\Delta UM_{it} - \Delta FO_{it}) + \beta_3 SAV_{it} + \epsilon_{it}$).

Tabelle 4: Regressionsergebnisse - Weitere Einflussfaktoren auf die
Periodenabgrenzungen

	Erw. Vorzeichen Manip.-Hyp.	(1) DA	(2) DA	(3) DA	(4) DA	(5) DA
<i>Sq</i>	(?)	-0,0226*** (-2,69)	-0,0334*** (-2,77)	-0,0322*** (-2,59)	-0,0270** (-2,09)	-0,0270** (-2,08)
<i>Per</i>	(?)	-0,00995 (-0,99)	0,00621 (0,47)	0,00624 (0,48)	0,00619 (0,47)	0,00812 (0,61)
<i>CFO</i>	(-)	-0,500*** (-21,02)	-0,503*** (-21,12)	-0,502*** (-21,09)	-0,505*** (-21,14)	-0,506*** (-21,15)
<i>Größe</i>	(?)	0,0120*** (4,78)	0,0119*** (4,78)	0,0125*** (4,40)	0,0132*** (4,56)	0,0132*** (4,57)
<i>Kon36</i>	(?)		0,0227* (1,77)	0,0225* (1,76)	0,0223* (1,74)	0,0213* (1,65)
<i>Per*Kon36</i>	(-)		-0,0389* (-1,90)	-0,0389* (-1,90)	-0,0386* (-1,89)	-0,0337 (-1,56)
<i>AbfQ3</i>	(-)			-0,00634 (-0,44)	-0,00461 (-0,32)	-0,00478 (-0,33)
<i>MUlist</i>	(?)				-0,0162 (-1,41)	-0,0123 (-0,97)
<i>Per*MUlist</i>	(?)					-0,0184 (-0,71)
<i>Konstante</i>		-0,0217* (-1,69)	-0,0247* (-1,91)	-0,0274* (-1,91)	-0,0300** (-2,07)	-0,0304** (-2,10)
Observationen		1.079	1.079	1.079	1.079	1.079
Adjustiertes R^2		0,291	0,293	0,292	0,293	0,293

t-Werte in Klammern

* $p < 0, 1$, ** $p < 0, 05$, *** $p < 0, 01$

Sq = nimmt den Wert 1 an, wenn das Unternehmen zu den Squeeze-Out-Unternehmen gehört, ansonsten Null (Kontrollgruppe). *Per* = nimmt den Wert 1 an für die Abschlussdaten der Periode -1 (Abschluss vor der Squeeze-Out-Ankündigung). *CFO* = operativer Cashflow. *Größe* = logarithmierter Marktwert des Eigenkapitals sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung. *Kon36* = hat den Wert 1 für Squeeze-Out-Unternehmen, die bereits drei Jahre (36 Monate) vor dem Ankündigungszeitpunkt im Mehrheitsbesitz des Mutterunternehmens standen, ansonsten Null. *Per*Kon36* = Interaktionsvariable aus Periode und Mehrheitsbesitz. *AbfQ3* = nimmt den Wert 1 an, sobald die erwartete Abfindungszahlung im vierten Quartil aller erwarteten Abfindungszahlungen liegt. Die erwarteten Abfindungszahlungen werden durch das Produkt des abzufindenden prozentualen Minderheitenanteils, der Anzahl ausstehender Aktien und dem Börsenkurs sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung approximiert. *MUlist* nimmt den Wert 1 an, wenn das Mutterunternehmen börsennotiert ist. *Per*MUlist* = Interaktionsvariable der Periode *Per* mit *MUlist*.

Tabelle 5: Häufigkeit von Statementtypen und -ton bei Squeeze-Out- und Kontrollunternehmen in der Periode [-18 bis +6]

<i>Statementtyp</i>	Statementton			
	<i>Pessimistisch</i>	<i>Neutral</i>	<i>Optimistisch</i>	<i>Gesamt</i>
<i>1. Jahres- und Quartalsergebnisse</i>	263 8,4%	133 4,3%	558 17,9%	954 30,5%
<i>2. Leistungsindikatoren^a</i>	33 1,1%	91 2,9%	537 17,2%	661 21,2%
<i>3. Zusatzinformationen^b</i>	20 0,6%	22 0,7%	135 4,3%	177 5,7%
<i>4. Managementzitate^c</i>	3 0,1%	16 0,5%	81 2,6%	100 3,2%
<i>5. Kurzfristige Ergebnisprognosen^d</i>	80 2,6%	49 1,6%	262 8,4%	391 12,5%
<i>6. Kurzfristige Prognosen^e</i>	11 0,4%	4 0,1%	48 1,5%	63 2,0%
<i>7. Langfristige Prognosen^f</i>	6 0,2%	1 0,0%	76 2,4%	83 2,7%
<i>8. Personalwechsel</i>	14 0,4%	206 6,6%	32 1,0%	252 8,0%
<i>9. Finanzierungsentscheidungen</i>	30 0,9%	53 1,7%	134 4,2%	217 6,9%
<i>10. Unternehmensstruktur</i>	1 0,0%	30 1%	31 1%	62 2%
<i>11. Director's dealings</i>	0 0,0%	32 1%	1 0%	33 1,1%
<i>12. Andere</i>	20 0,6%	88 2,8%	24 0,8%	132 4,2%
<i>Gesamt</i>	481 15,4%	725 23,2%	1.919 61,4%	3.125 100%

^a Leistungsindikatoren, die die Ergebnisentwicklung in naher Zukunft beeinflussen werden (z.B. Kauf-/Verkauf eines Unternehmens(-teils), Kooperationsverträge, Produkteinführung, Markterschließung).

^b Zusätzliche verbale Erläuterungen, die quantitativ und/oder qualitativ zu einem Statementtyp abgegeben werden.

^c Managementzitate, d.h. Interpretationen des Managements.

^d Kurzfristige Prognosen von Quartals-, Zwischen- oder Jahresergebnissen.

^e Kurzfristige Prognosen nicht (direkt) ergebnisbezogener Leistungsindikatoren, wie z.B. Marktanteile, Branchenentwicklung.

^f Langfristige Prognosen, betreffen Statements der Typen 5 und 6, die länger als ein Jahr vorausblicken.

Tabelle 6: Durchschnittliche Veränderung des Statementtons von der Kontroll- [-18 bis -12] zur Squeeze-Out-Periode [-6 bis 0]

Statementkategorien (Statementtyp)	Statementton (Veränderung der absoluten Anzahl)		
	<i>Pessimistisch</i>	<i>Neutral</i>	<i>Optimistisch</i>
Panel A: Squeeze-Out-Unternehmen (n=212)^a			
<i>Alle Statementtypen</i> (1-12)	0,1887** (2,57)	0,2830*** (3,24)	-0,8962*** (-5,45)
<i>Ergebnisbezogene Statements</i> (1 & 2)	0,1274** (2,51)	0,0566 (1,55)	-0,6274*** (-6,42)
<i>Managementbezogene Statements</i> (3 & 4)	0,0519*** (3,11)	-0,00472 (-0,58)	-0,00943 (-0,23)
<i>Zukunftsbezogene Statements</i> (5-7)	0,0142 (0,52)	-0,00472 (-0,45)	-0,0896 (-1,56)
<i>Andere</i> (8-12)	-0,00472 (-0,23)	0,2264*** (2,80)	-0,1698*** (-3,71)
Panel B: Squeeze-Out-Unternehmen (n=212) vs. Kontrollgruppe (n=141)^b			
<i>Alle Statementtypen</i> (1-12)	0,2596** (2,35)	-0,0149 (-0,11)	-1,0948*** (-4,55)
<i>Ergebnisbezogene Statements</i> (1 & 2)	0,1557** (1,99)	0,0424 (0,74)	-0,6841*** (-4,57)
<i>Managementbezogene Statements</i> (3 & 4)	0,0377 (1,61)	-0,00947 (-0,62)	-0,1371** (-2,36)
<i>Zukunftsbezogene Statements</i> (5-7)	0,0354 (0,82)	-0,00238 (-0,10)	-0,1535* (-1,84)
<i>Andere</i> (8-12)	0,0307 (0,89)	0,00656 (0,06)	-0,1698*** (-2,59)

t-Werte in Klammern

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

^a Ein Wilcoxon-Test kann zudem in Panel A für die managementbezogene Kategorie einen signifikanten Abfall der optimistischen ($p > Z$: 0,03) Statements belegen. Die Wilcoxon-Tests bestätigen ansonsten die Ergebnisse der *t*-Tests in Panel A und B.

^b Die Ergebnisse bleiben qualitativ gleich, wenn nur die 141 kontrollierten Squeeze-Out-Unternehmen einbezogen werden.

Tabelle 7: Regressionsergebnisse - Pressemitteilungspolitik

	Erw. Vorzeichen Manip.-Hyp.	(1) ^a VT	(2) ^a VT	(3) ^a VT	(4) VT	(5) VT
<i>VEPS</i>	(+)	0,1575*** (2,93)	0,1575*** (2,99)	0,1443*** (2,72)	0,1478*** (2,77)	0,1452*** (2,73)
<i>Sq</i>	(-)	-1,1012*** (-3,27)	-0,6824* (-1,88)	-0,6874* (-1,90)	-0,9742*** (-3,03)	-0,7946** (-2,38)
<i>VEPS*Sq</i>	(-)	-0,1446*** (-2,63)	-0,1463*** (-2,72)	-0,1326** (-2,44)	-0,1478*** (-2,77)	-0,1452*** (-2,73)
<i>AbfQ3</i>	(-)		-1,4130*** (-2,70)	-1,7768*** (-3,08)	-1,0339** (-2,37)	-1,0756** (-2,46)
<i>Größe</i>	(?)			0,1537 (1,48)	0,1129 (1,22)	0,1433 (1,50)
<i>MUlist</i>	(-)					-0,4878 (-1,32)
<i>Konstante</i>		0,5095** (2,20)	0,5095** (2,25)	0,2440 (0,45)	-0,0055 (-0,01)	-0,1445 (-0,29)
Observationen		282	282	282	353	353
Adjustiertes R^2		0,108	0,149	0,159	0,127	0,124

t-Werte in Klammern

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

^a Die Regressionsergebnisse bleiben qualitativ gleich, wenn bei den Modellen 1 bis 3 alle 212 Squeeze-Out Unternehmen einbezogen werden, die Zahl der Observationen also 353 (212 Squeeze-Out- und 141 Kontrollunternehmen) beträgt.

VEPS = Veränderung des Ergebnisses je Aktie, gemessen als Differenz zw. Squeeze-Out- und Kontrollperiode. *Sq* = nimmt den Wert 1 an, wenn das Unternehmen zu den Squeeze-Out-Unternehmen gehört, ansonsten Null (Kontrollgruppe). *VEPS*Sq* = Interaktionsvariable aus der Ergebnisentwicklung *VEPS* und der Dummy-Variable *Sq*. *AbfQ3* = nimmt den Wert 1 an, sobald die erwartete Abfindungszahlung im vierten Quartil aller erwarteten Abfindungszahlungen liegt. Die erwarteten Abfindungszahlungen werden durch das Produkt des abzufindenden prozentualen Minderheitenanteils, der Anzahl ausstehender Aktien und dem Börsenkurs sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung approximiert. *Größe* = logarithmierter Marktwert des Eigenkapitals sechs Monate vor der Squeeze-Out-Ankündigung. *MUlist* = nimmt den Wert 1 an, wenn das Mutterunternehmen börsennotiert ist.

Tabelle 8: Marktreaktion der Squeeze-Out-Unternehmen

Panel A: Marktreaktion nach Informationspolitik

Informations- politik	N	CRet		CAR		CAR		CAR	
		[-132;-1]	t	[-132;-1]	t	[0;1]	t	[-1;1]	t
negative VT	68	0,106 ^a	3,90***	0,120	3,99***	0,072	4,55***	0,085	3,87***
positive VT	48	0,218 ^a	5,06***	0,166	3,52***	0,090	5,17***	0,095	5,16***
passiv	52	0,157	5,00***	0,139	3,86***	0,092	3,78***	0,098	4,03***

Panel B: Handelsaktivität bei Einzelereignissen

Pos	Volumen		Pos/Neg	Renditen ^b	
	Null	Summe		Null	Summe
235	91	326	228	98	326
72,1%	27,9%	100,0%	69,9%	30,1%	100,0%

Panel C: Marktreaktion bei Einzelereignissen nach Statement-Ton

Ton	Pos	Neg	N	Anteil		Mittel CRet[0;1]	t	Mittel CAR[0;1]	t
				(+)	(-)				
Optimistisch	69	51	143	0,483	0,357	0,008	0,91	0,006	0,69
Pessimistisch	18	29	70	0,257	0,414	-0,003	-0,72	-0,005	-1,15
Neutral	54	27	113	0,478	0,239	,012	3,00***	0,010	2,33**

Panel D: Run-Up CARs

	N	CRet Mittel	StErr ^c	t	CAR Mittel	StErr ^c	t
Alle Unternehmen							
[-132; -1]	212	0,174	0,019	9,07***	0,173	0,021	8,36***
∑ events _[0;1]	324	0,007	0,004	1,73*	0,005	0,004	1,24
Exakter Ankündigungstermin							
[-132; -1]	168	0,154	0,019	7,94***	0,139	0,021	6,55***
∑ events _[0;1]	312	0,007	0,004	1,68*	0,005	0,004	1,22
Keine Informationspolitik							
[-132; -1]	86	0,200	0,032	6,22***	0,208	0,034	6,13***

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

^a Die Differenz negative zu positive VT ist statistisch auf dem 5%-Niveau signifikant (t -Wert=2,32).

^b Gemessen als normale und nicht um die Marktbewegung bereinigte Rendite.

^c Robuste Standardfehler.

Abbildung 1: Pressemitteilungen in der Periode [-18 bis +6]

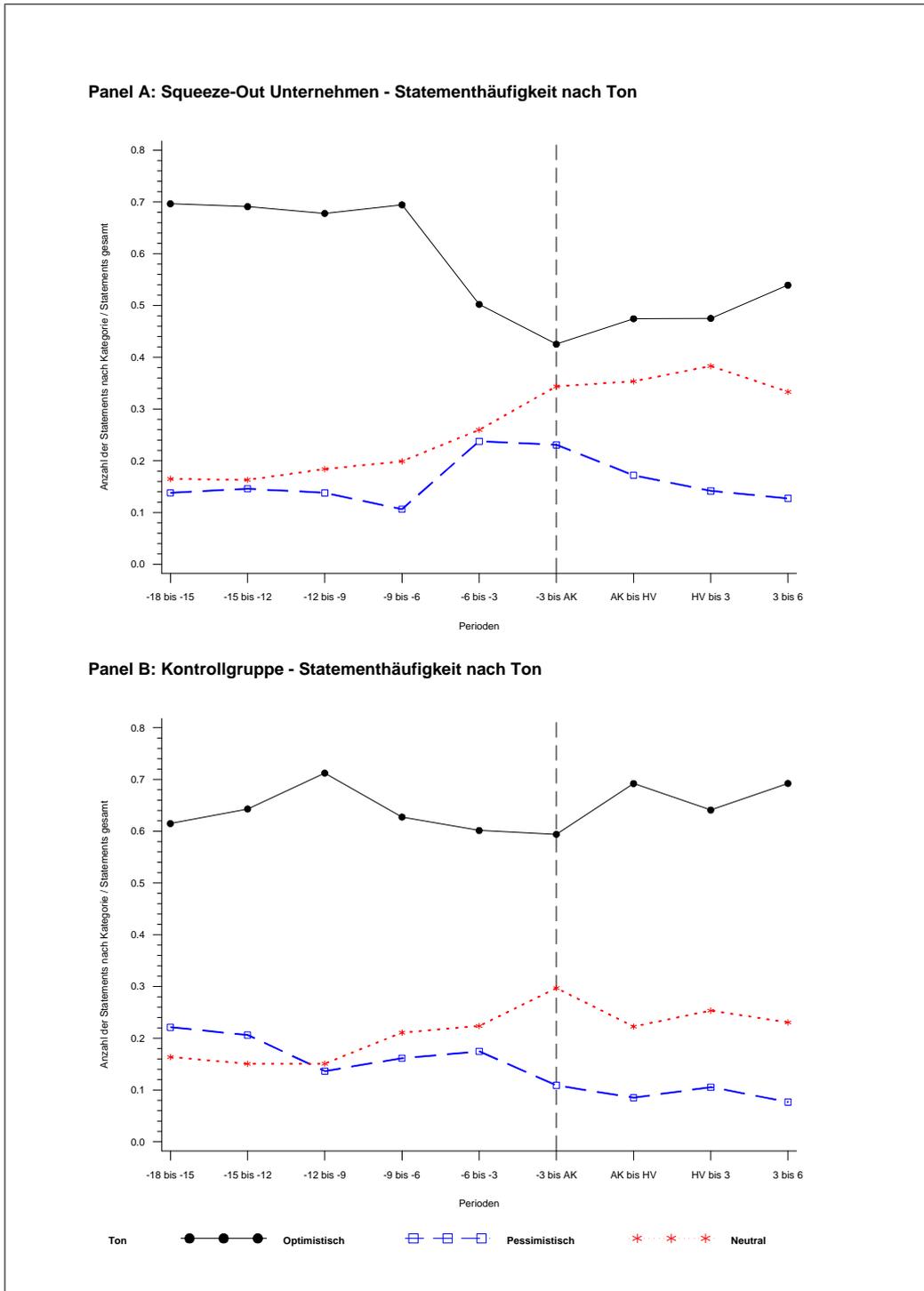
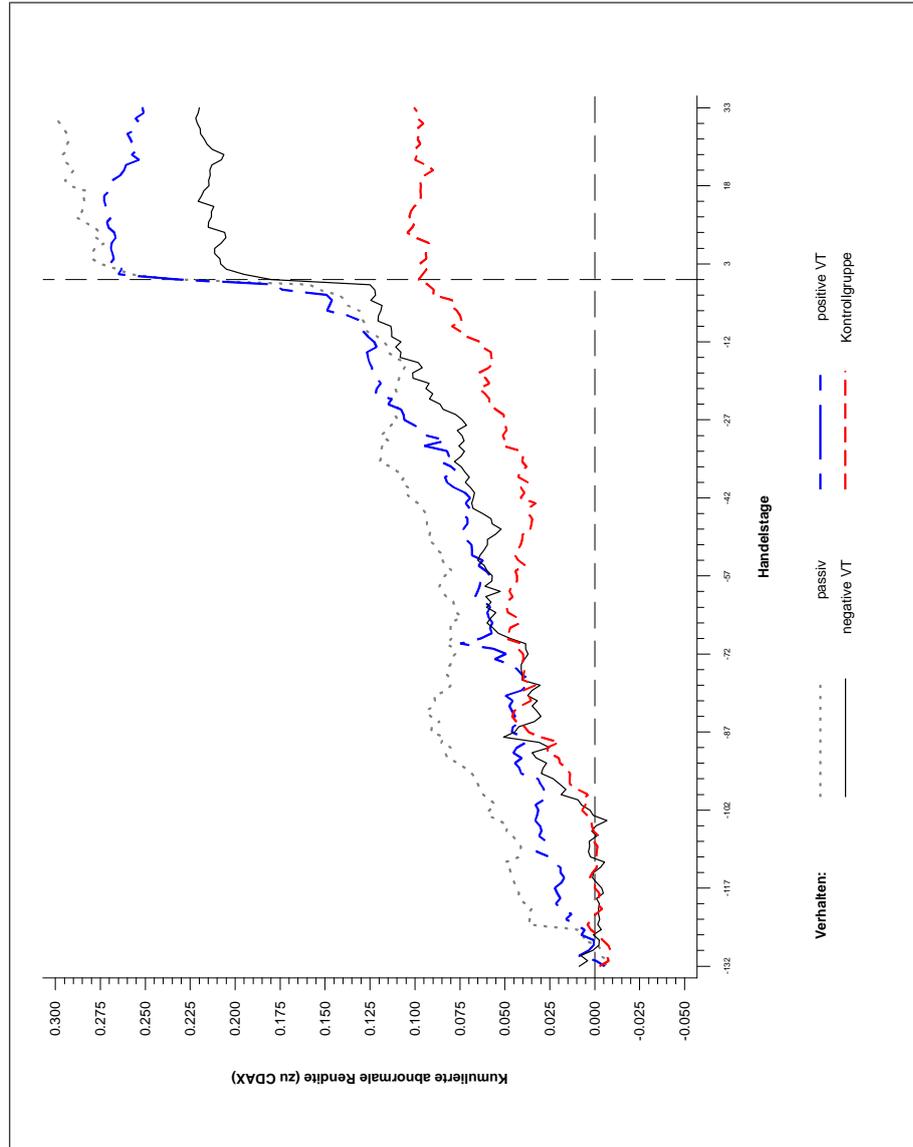


Abbildung 2: Marktreaktion nach Informationspolitik



Working Paper Series: Finance & Accounting

- No.199: **Gyöngyi Bugár, Raimund Maurer and Huy Thanh Vo**, Gauging Risk with Higher Moments: Handrails in Measuring and Optimising Conditional Value at Risk, March 2009
- No.198: **Nicole Branger, Holger Kraft, Christoph Meinerding**, What is the Impact of Stock Market Contagion on an Investor's Portfolio Choice?, February 2009
- No.197: **Holger Kraft, Claus Munk**, Optimal Housing, Consumption, and Investment Decisions Over the Life-Cycle, February 2009
- No.196: **Holger Kraft, Frank T. Seifried**, Foundations of Continuous-Time Recursive Utility: Differentiability and Normalization of Certainty Equivalents, Februar 2009
- No.195: **Patrick Behr, Reinhard H. Schmidt, Ru Xie**, Market Structure, Capital Regulation, and Bank Risk Taking, Juni 2008
- No.194: **Reinhard H. Schmidt**, Microfinance, Commercialisation and Ethics, September 2008
- No.193: **Thomas Bloch**, The Effects Of Bank Mergers on Small Business Lending in Germany, November 2008
- No.192: **Thomas Bloch**, Dissynergies of Mergers among Local Banks, November 2008
- No.191: **Oliver Vins**, How Politics Influence State-owned Banks – the Case of German Savings Banks, November 2008
- No.190: **Michael Koetter / Oliver Vins**, The Quiet Life Hypothesis in Banking – Evidence from German Savings Banks, November 2008
- No.189: **Oliver Vins / Thomas Bloch**, The Effects of Size on Local Banks' Funding Costs, November 2008
- No.188: **Jennifer Kunz**, Do we measure what we get?, June 2008
- No.187: **Jan Pieter Krahenen / Christian Wilde**, Risk Transfer with CDOs, April 2008
- No.186: **Marc Rustige / Michael H. Grote**, Der Einfluss von Diversifikationsstrategien auf den Aktienkurs deutscher Unternehmen, Februar 2008
- No.185: **Hans-Helmut Kotz / Reinhard H. Schmidt**, Financial Locations: Frankfurt's place and perspectives, Januar 2008
- No.184: **Christina E. Bannier / Christian Hirsch**, The Economics of Rating Watchlists: Evidence from Rating Changes, Dezember 2007
- No.183: **Michael H. Grote**, Private Equity im Mittelstand – Mythos und Realität, November 2007
- No.182: **Michael H. Grote / Fabian Rücker**, Acquiring foreign firms far away might be hazardous to your share price: evidence from Germany, August 2007

For a complete list of working papers please visit
www.finance.uni-frankfurt.de