

**CFR working paper NO. 15-14**

**ich bin dann mal weg: werteffekte von  
delistings deutscher  
aktiengesellschaften nach dem frosta-  
urteil**

**M. Doumet • P. Limbach • E. Theissen**

**centre for financial research**  
Look deeper

# **Ich bin dann mal weg: Werteffekte von Delistings deutscher Aktiengesellschaften nach dem Frosta-Urteil\***

Markus Doumet, Peter Limbach und Erik Theissen\*\*

September 2015

## **Abstract:**

Mit dem umstrittenen Urteil des Bundesgerichtshofs im Frosta-Fall kam es im Oktober 2013 zu einer drastischen Änderung der Regeln für ein Delisting. Die bis dahin durch höchstrichterliche Rechtsprechung vorgeschriebene Zustimmung durch die Hauptversammlung sowie der Entschädigungsanspruch von Minderheitsaktionären entfielen. Die vorliegende Studie findet für den Zeitraum von der Urteilsverkündung bis Ende Mai 2015, dass Aktionäre durch vollständige Delistings signifikante Vermögensverluste erleiden. Die kumulierte abnormale Aktienrendite im Zeitraum von drei Handelstagen um die Delisting-Ankündigung beträgt im Durchschnitt -6%. Die Kursreaktion ist überwiegend negativ. Nach einem Downlisting läßt sich kein signifikanter Kursrückgang feststellen, jedoch beobachten wir einen Rückgang der Aktienliquidität. Die Ergebnisse lassen ein Tätigwerden des Gesetzgebers zum Schutz von Minderheitsaktionären jedenfalls für vollständige Delistings geboten erscheinen.

Keywords: Aktienkurseffekte, Delisting, Downlisting, Frosta-Urteil, Liquiditätseffekte

JEL classification: G14, G18, G32

---

\* Wir danken Yakov Amihud (NYU Stern School of Business), Rüdiger Veil (Bucerius Law School Hamburg), Alexander Morell (Max Planck Institute for Research on Collective Goods) sowie Seminarteilnehmern an der Universität Mannheim und der Universität Wuppertal für wertvolle Hinweise.

\*\* Markus Doumet, Universität Mannheim, Finance Area, Email: doumet@uni-mannheim.de; Peter Limbach, Karlsruhe Institute of Technology (KIT), Department of Economics and Management, Chair of Banking and Finance, Email: peter.limbach@kit.edu; Erik Theissen, Universität Mannheim, Finance Area und Centre for Financial Research (Köln), Email: theissen@uni-mannheim.de.

# Wealth effects of delistings by German firms after the Frosta decision<sup>\*</sup>

Markus Doumet, Peter Limbach and Erik Theissen<sup>\*\*</sup>

September 2015

## Abstract:

With the controversial decision in the “Frosta” case, Germany’s Federal Court of Justice (Bundesgerichtshof) has made significant changes to the rules that apply to corporate delistings from German stock exchanges. The mandatory approval of the delisting by shareholders and the minority shareholders’ claim for indemnity have been abolished. This study examines the consequences of the new ruling for shareholders for the period from the court decision in October 2013 to May 2015. The cumulative abnormal stock return in the three days around the announcement of a delisting amounts to -6%. For the vast majority of all delisting announcements, the stock price reaction is found to be negative. We do not observe significant price declines after downlistings. We do observe, however, a deterioration of liquidity in these cases. The results call upon the legislator to take action in order to protect minority shareholders, at least in the case of complete delistings.

Keywords: Delisting, Downlisting, Frosta Decision, Liquidity, Wealth Effects

JEL classification: G14, G18, G32

---

<sup>\*</sup> We thank Yakov Amihud (NYU Stern School of Business), Rüdiger Veil (Bucerius Law School Hamburg), and Alexander Morell (Max Planck Institute for Research on Collective Goods) as well as seminar participants at the University of Mannheim and the University of Wuppertal for their helpful comments.

<sup>\*\*</sup> Markus Doumet, University of Mannheim, Finance Area, Email: doumet@uni-mannheim.de; Peter Limbach, Karlsruhe Institute of Technology (KIT), Department of Economics and Management, Chair of Banking and Finance, Email: peter.limbach@kit.edu; Erik Theissen, University of Mannheim, Finance Area and Centre for Financial Research (Cologne), Email: theissen@uni-mannheim.de.

## 1 Problemstellung

Eine Börsennotierung ist sowohl für die Aktionäre als auch für das Management eines Unternehmens mit Vor- und Nachteilen verbunden (siehe u.a. Pagano und Roell, 1998; Bharath und Dittmar, 2010). Aus Aktionärssicht bestehen die wesentlichen Vorteile in den geringeren Kosten der Informationsbeschaffung und verbesserter Visibilität aufgrund erhöhter Publizitätspflichten sowie in der verbesserten Handelbarkeit der Aktie. Letztere ist gleichbedeutend mit hoher Liquidität (Brunnermeier und Pedersen, 2009)<sup>1</sup> und hat wiederum potentiellen Einfluss auf den Wert der Aktie (siehe Longstaff, 2014, und die Literatur darin). Zu den wesentlichen Nachteilen einer Börsennotierung zählen die damit verbundenen direkten und indirekten Kosten, die von den Aktionären getragen werden müssen. Diese beinhalten insbesondere die Kosten erhöhter Publizitätserfordernisse (z.B. die Pflicht zur Erstellung von Abschlüssen nach IFRS). Eisele und Walter (2006b) ermitteln in diesem Zusammenhang einen Durchschnittswert für die direkten Kosten der Börsennotierung in Höhe von 234.150 € pro Jahr.<sup>2</sup>

Es sollten demzufolge nur Unternehmen an die Börse gehen, bei denen die erwarteten Vorteile einer Börsennotierung die erwarteten Kosten übersteigen. Treten nach dem Börsengang neue Umstände – wie etwa Veränderungen der Aktionärsstruktur – ein, die zur Folge haben, dass die Kosten die Vorteile einer Börsennotierung übersteigen, so erscheint ein Rückzug von der Börse ökonomisch sinnvoll. Hier ist jedoch eine differenziertere Betrachtungsweise geboten.

---

<sup>1</sup> Brunnermeier und Pedersen (2009) definieren die Marktliquidität eines Wertpapiers als "the ease with which it is traded" (siehe Seite 2201).

<sup>2</sup> In den in dieser Studie untersuchten Ad-hoc Mitteilungen wird mehrfach die Einsparung der Kosten der Börsennotiz als Grund für den freiwilligen Widerruf der Börsenzulassung genannt. Die Swarco Traffic Holding AG rechnet beispielweise mit einer "Ergebnisoptimierung" aufgrund des Delistings in Höhe von mehr als 100.000 € pro Jahr (<http://www.dgap.de/dgap/News/adhoc/swarco-traffic-holding-delisting-der-swarco-traffic-holdingaktien/?companyID=1136&newsID=795768&searchString=delisting>, abgerufen am 01.06.2015).

Unternehmen, die ein Delisting anstreben, haben (wie im weiteren Verlauf dieses Beitrags gezeigt wird) zumeist einen herrschenden Großaktionär. Dieser hat in der Regel nicht die Absicht, seine Aktien über die Börse zu veräußern. Er trägt somit zwar die Kosten einer Börsennotierung im Verhältnis seiner Beteiligung am Unternehmen, profitiert aber nicht, oder zumindest nicht im gleichen Ausmaß wie Minderheitsaktionäre, von den Vorteilen der Börsennotierung, insbesondere der Handelbarkeit der Aktie. Dies kann einen potentiellen Interessenkonflikt zwischen Groß- und Kleinaktionären zur Folge haben. Ein Delisting kann aus Sicht des herrschenden Großaktionärs vorteilhaft sein, während es aus Sicht der Minderheitsaktionäre nachteilig erscheint. Diesem Interessenkonflikt hat die Rechtsprechung, zum Schutz der Kleinaktionäre, Rechnung getragen – insbesondere durch das Macrotron-Urteil des Bundesgerichtshofs (II ZR 133/01). Danach bedurfte es für ein reguläres Delisting eines Beschlusses der Hauptversammlung und eines Pflichtangebots an die Minderheitsaktionäre.

Im Oktober 2013 hat sich diese Rechtslage dramatisch verändert. Der Bundesgerichtshof hat im Fall „Frosta“ (II ZB 26/12) entschieden, dass ein Delisting durch einfachen Vorstandsbeschluß herbeigeführt werden kann. Es ist danach weder die Zustimmung der Hauptversammlung erforderlich, noch gibt es einen Anspruch von Minderheitsaktionären auf Entschädigung. Nach dieser Entscheidung kam es in kurzer Folge zu einer großen Zahl von Delistings. Zwischen der Veröffentlichung des Frosta-Urteils am 08.10.2013 und dem 31.05.2015 (dem Ende unseres Untersuchungszeitraums) konnten 61 Delisting-Ankündigungen identifiziert werden.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> Im Vergleich mit dem Zeitraum vor Änderung der Rechtsprechung ist die Anzahl der Delistings pro Jahr angestiegen. Die Schutzgemeinschaft der Kapitalanleger e.V. gibt in ihrer Delisting-Statistik für das Kalenderjahr 2012 lediglich 11 De-/Downlisting Ankündigungen an (<http://www.sdk.org/assets/Uploads/Delisting-Faelle-15-08-24.pdf>, abgefragt am 09.09.2015). Das Deutsche Aktieninstitut hat für den Zeitraum vom 01.01.2001 bis zum 31.12.2009 insgesamt 101 Unternehmen ermittelt, die einen Widerruf zum Handel im regulierten Aktienmarkt

Wie in Abschnitt 2 ausführlicher dargelegt wird, lag der Urteilsfindung des Bundesgerichtshofes (und der des Bundesverfassungsgerichts in einer vorhergehenden Entscheidung) die Annahme zugrunde, die Ankündigung eines Delistings führe nicht regelmäßig zu einem Kursverlust. Nach dem Frosta-Urteil ist jedoch sowohl in der Presse als auch von Experten mehrfach die Befürchtung geäußert worden, dass Delistings zu Vermögensverlusten von Kleinaktionären führen. Kürzlich schrieb die Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ) hierzu: „In fast allen Delisting-Fällen seither ist der Aktienkurs am Tag der Mitteilung deutlich gefallen“.<sup>4</sup> Besonders kritisch äußert sich der Hauptgeschäftsführer der Deutschen Schutzvereinigung für Wertpapierbesitz e.v. (DSW), Marc Tüngler. In einem Pressebeitrag<sup>5</sup> wird er mit folgenden Worten zitiert: „Dieser Beschluss kommt einer Schädigung der deutschen Aktienkultur gleich. Damit sind die Minderheitsaktionäre weitgehend der Willkür des Großaktionärs ausgeliefert.“ Weiter heißt es in dem Beitrag: „Die Folgen für den Aktionär sind gravierend: Er ist jetzt darauf angewiesen, dass er in der verbleibenden Zeit bis zum Wirksamwerden des Delistings seine Aktien über die Börse verkaufen kann.“

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, empirisch zu untersuchen, ob Delisting-Ankündigungen tatsächlich zu einem Rückgang des Aktienkurses führen. Für den Untersuchungszeitraum zwischen der Veröffentlichung des Frosta-Urteils und Ende Mai 2015 lassen die Ergebnisse die Schlussfolgerung zu, dass vollständige Delistings mit einem statistisch und ökonomisch signifikanten Aktienkursrückgang einhergehen. Die betroffenen Aktionäre

---

der Frankfurter Wertpapierbörse bekanntgegeben haben. Anhand verschiedener Filterkriterien verbleiben 43 Beobachtungen, die laut dem Deutschen Aktieninstitut „vermutlich ein „reguläres Delisting“ sind“. (vgl. Stellungnahme des Deutschen Aktieninstituts BvR 1569/08:

[https://www.dai.de/files/dai\\_usercontent/dokumente/positionsapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%201569-08.pdf](https://www.dai.de/files/dai_usercontent/dokumente/positionsapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%201569-08.pdf), abgefragt am 30.05.2015).

<sup>4</sup> <http://www.faz.net/aktuell/finanzen/aktien/delisting-und-ploetzlich-ist-die-aktie-verschwunden-13239357.html>, abgefragt am 17.6.2015.

<sup>5</sup> [http://www.focus.de/finanzen/boerse/delisting-bgh-duepiert-anleger\\_id\\_3472711.html](http://www.focus.de/finanzen/boerse/delisting-bgh-duepiert-anleger_id_3472711.html), abgefragt am 27.7.2015.

erleiden also tatsächlich einen Vermögensverlust. Im Durchschnitt liegt die kumulierte abnormale Aktienrendite im Zeitraum von drei Handelstagen um die Ankündigung eines Delistings bei etwa -6%. In 80% aller Fälle ergibt sich eine negative Kursreaktion.

Im Fall von Downlistings (so bezeichnen wir Fälle, in denen die betroffenen Aktien nach dem Delisting vom regulierten Markt weiter im Freiverkehr gehandelt werden) kommt es dagegen nicht zu signifikanten Kursrückgängen. Wir stellen in diesen Fällen jedoch eine signifikante Reduktion der Aktienliquidität fest.

Insgesamt lässt sich aus den gefundenen Ergebnissen schließen, dass ein Handeln des Gesetzgebers im Interesse von Kleinanlegern in Erwägung gezogen werden sollte. Vor dem Hintergrund unserer Ergebnisse erscheint insbesondere ein Anspruch auf Entschädigung für Vermögensverluste durch ein Delisting angeraten. Die Erfordernis, ein Delisting von der Hauptversammlung beschließen zu lassen, erscheint dagegen von geringerer Relevanz, da in den meisten Delisting-Fällen ohnehin ein Großaktionär existiert, der über eine Mehrheit der Stimmrechte verfügt.

Die vorliegende Studie liefert einen wesentlichen Beitrag zur existierenden Literatur zum Thema Delistings in Deutschland. Bisherige Studien (vgl. beispielsweise Croci et al. 2013, Eisele und Walter, 2006a; Elsland und Weber, 2005; Hecker und Kaserer, 2003; Kemper und Schiereck, 2007) haben sich mit denjenigen Fällen beschäftigt, in denen die Minderheitsaktionäre ausgekauft werden. Diese Fälle beinhalten vor allem Buy-outs und Squeeze-outs (vgl. hierzu Abbildung 1).<sup>6</sup> Dabei zeigt sich regelmäßig, dass die entsprechende Ankündigung eine positive Kursreaktion hervorruft. Hauptgrund dafür scheint die Erwartung zu sein, dass die den

---

<sup>6</sup> Seit 2002 besteht eine explizite aktienrechtliche Regelung des sogenannten "Squeeze-outs". Eisele und Walter (2006a) und Kemper und Schiereck (2007) untersuchen Stichproben aus dem Zeitraum vor 2002.

Minderheitsaktionären zu zahlende Entschädigung über dem Börsenkurs vor der Ankündigung liegen wird.<sup>7</sup>

Der vorliegende Beitrag erweitert die bisherige Literatur in drei Richtungen. *Erstens* werden ausschließlich Fälle regulärer Delistings untersucht, bei denen ein Auskauf von Minderheitsaktionäre nicht stattfindet. *Zweitens* wird für einen Teil der Stichprobe der Effekt eines Downlistings auf die Aktienliquidität analysiert. Diese Liquiditätsanalyse geschieht unter Verwendung von Daten des Freiverkehr-Handels, die es ermöglichen, auch nach dem Delisting noch Aktienkurse zu beobachten. *Drittens* ist dies der erste Beitrag, der die nach dem Frosta-Urteil des Bundesgerichtshofs dramatisch geänderte Rechtslage berücksichtigt und diese aus ökonomischer Sicht bewertet.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Der zweite Abschnitt stellt die institutionellen Rahmenbedingungen für Delistings in Deutschland vor. Im dritten Abschnitt werden die verwendeten Daten und die Untersuchungsmethodik beschrieben, während im vierten Abschnitt die darauf basierenden empirischen Ergebnisse präsentiert werden. Der Artikel endet mit einem Fazit im fünften Abschnitt.

## **2 Institutionelle Rahmenbedingungen**

Ein Delisting kann auf verschiedene Weise erfolgen (vgl. Abbildung 1). Im vorliegenden Kontext ist ausschließlich das reguläre Delisting relevant, da bei allen anderen Formen des

---

<sup>7</sup> Croci et al. (2013) untersuchen 324 Squeeze-outs, die zwischen 2002 und 2011 stattfanden. Sie zeigen, dass der im Rahmen des Squeeze-outs gezahlte Preis 6,85% (4,73%) höher ist als der Aktienkurs vier Wochen (eine Woche) vor Ankündigung des Squeeze-outs. Die Ankündigung führt dann (gemessen über den Zeitraum von zwei Tagen vor bis zwei Tagen nach der Ankündigung) zu einem Kursanstieg von über 9%. Infolge dieses Kursanstiegs ist der Aktienkurs am Tag der Hauptversammlung *höher* als der vom Mehrheitsaktionär im Rahmen des Squeeze-outs gebotene Preis. Hierin kommt die Erwartung der Marktteilnehmer zum Ausdruck, dass im Rahmen eines Spruchverfahrens nach Abschluss des Squeeze-outs eine höhere Abfindung erstritten werden kann.



Delistings ein Beschluss der Hauptversammlung erforderlich ist und für die Minderheitsaktionäre ein Anspruch auf Abfindung besteht. Die Initiative für ein reguläres Delisting kann entweder von der Börse ("unfreiwilliges Delisting", z.B. durch Widerruf der Börsenzulassung wegen Verstoßes gegen Emittentenpflichten) oder vom Unternehmen selbst ausgehen ("freiwilliges Delisting"). Im weiteren wird nur der Fall des freiwilligen Delistings behandelt.<sup>8</sup>

Zu beachten ist, dass sich der Widerruf der Zulassung nur auf den regulierten Markt bezieht. Es ist ohne weiteres möglich (und kommt in der Praxis auch vor), dass eine Aktie nach dem Delisting im Freiverkehr<sup>9</sup> gehandelt wird. Dabei sind zwei Fälle zu unterscheiden, nämlich der "normale" Freiverkehr einerseits und spezielle privatrechtliche Marktsegmente andererseits, die von einigen deutschen Börsen eingerichtet wurden und die Teilsegmente des Freiverkehrs sind.

Im "normalen" Freiverkehr kann eine Aktie auch ohne Zustimmung des Unternehmens gehandelt werden (vgl. dazu § 116 der Börsenordnung für die Frankfurter Wertpapierbörse in der Fassung vom 01.12.2014). In diesem Fall ist der Börsenhandel für das Unternehmen weder mit direkten Kosten verbunden, noch muss es besonderen Publizitätsanforderungen genügen. In den privatrechtlich organisierten Freiverkehrsegmenten ist dagegen ein Zulassungsantrag des Emittenten erforderlich,<sup>10</sup> der an bestimmte Voraussetzungen geknüpft ist. Zudem gibt es Folgepflichten etwa hinsichtlich der Finanzberichterstattung. In diesen Fällen gibt es also Kosten der Börsennotierung, die aber geringer ausfallen als die Kosten einer Notierung im regulierten

---

<sup>8</sup> Für empirische Evidenz bzgl. der Wert- und Liquiditätseffekte unfreiwilliger Delistings verweisen wir auf die US-Studie von Sanger und Peterson (1990).

<sup>9</sup> An der Frankfurter Wertpapierbörse wird der Freiverkehr seit 2005 als "Open Market" bezeichnet. Wir bleiben bei der Bezeichnung "Freiverkehr", da das die im Börsengesetz verwendete Bezeichnung ist.

<sup>10</sup> Im Segment m:access der Münchener Börse wird der Antrag von einem "Emissionsexperten" im Einvernehmen mit dem Emittenten gestellt.

Markt. Unsere Stichprobe enthält acht Fälle, in denen bereits mit der Delisting-Ankündigung bekanntgegeben wurde, dass nach dem Delisting vom regulierten Markt ein Handel im Freiverkehr möglich sein würde. Dies betraf in vier Fällen den "normalen" Freiverkehr an den Börsen München (3 Fälle) bzw. Düsseldorf (1 Fall), in zwei Fällen den Entry Standard der Frankfurter Wertpapierbörse und in zwei Fällen das Segment m:access der Münchener Wertpapierbörse. Diese acht Fälle bezeichnen wir als "Downlistings".<sup>11</sup>

Die Rechtsgrundlage für ein freiwilliges Delisting vom regulierten Markt ist §39 des Börsengesetzes. Dort heißt es in Absatz 2:

*"Die Geschäftsführung [der Börse, die Verfasser] kann die Zulassung ... auch auf Antrag des Emittenten widerrufen. Der Widerruf darf nicht dem Schutz der Anleger widersprechen. [...] Nähere Bestimmungen über den Widerruf sind in der Börsenordnung zu treffen."*

Die entscheidende Frage ist offensichtlich, wann ein Widerruf dem Schutz der Anleger widerspricht. Entsprechende Anforderungen hat der Bundesgerichtshof in seinem Macrotron-Urteil von 2002 (II ZR 133/01) formuliert. Danach

- erfordert der Antrag auf Widerruf der Börsenzulassung einen entsprechenden Beschluss der Hauptversammlung,
- muss das Unternehmen oder der Mehrheitsaktionär den Minderheitsaktionären ein Pflichtangebot unterbreiten,
- muss den Minderheitsaktionären die Überprüfung der Angemessenheit des Abfindungsangebots entsprechend den Regeln des Spruchverfahrens möglich sein.<sup>12</sup>

---

<sup>11</sup> Von einer getrennten Untersuchung der verschiedenen Freiverkehrsegmente haben wir wegen der zu geringen Zahl von Beobachtungen abgesehen.

<sup>12</sup> Siehe Picot (2009) S. 111 ff.

Diese Regelung ist offensichtlich von der Annahme geleitet, ein Delisting würde wegen der Einschränkung der Handelbarkeit der Aktie einen Vermögensnachteil für die Minderheitsaktionäre bedeuten. In seinem Frosta-Urteil von 2013 (II ZB 26/12) verweist der Bundesgerichtshof nun aber auf ein Urteil des Bundesverfassungsgerichts (1 BvR 3142/07). Der erste Leitsatz dieses Urteils lautet:

*"Der Widerruf der Börsenzulassung für den regulierten Markt auf Antrag des Emittenten berührt grundsätzlich nicht den Schutzbereich des Eigentumsgrundrechts des Aktionärs (Art. 14 Abs. 1 GG)."*

Damit wird ein möglicher Vermögensschaden, den Minderheitsaktionäre eventuell erleiden, wenn eine Aktie nicht mehr an der Börse gehandelt wird, ausdrücklich aus dem Schutzbereich der grundgesetzlichen Eigentumsgarantie ausgenommen. Allerdings ist das Bundesverfassungsgericht bei der Urteilsfindung offenbar davon ausgegangen, dass es zu solchen Vermögensschäden in der Regel nicht kommt. Das ergibt sich aus dem Zitat (Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht 2012, S. 830):

*Ein regelhaft zu verzeichnender Kursverfall nach Ankündigung der Widerrufsabsicht lässt sich nach keiner der Stellungnahmen sachkundiger Dritter hinreichend abstützen.*

Hierzu ist nun allerdings kritisch anzumerken, dass die empirische Evidenz, auf die die sachkundigen Dritten bei ihren Stellungnahmen zurückgegriffen haben, vermutlich aus der Zeit nach dem Macrotron-Urteil von 2002 stammt - und damit aus einem Zeitraum, in dem es einen Entschädigungsanspruch für Minderheitsaktionäre gab.<sup>13</sup> Aus derartiger Evidenz kann

---

<sup>13</sup> Es gibt zwei aufgrund von Anfragen des Bundesverfassungsgerichts erstellte Studien des Deutschen Aktieninstituts (DAI), in denen die Kursreaktion nach der Ankündigung eines Delistings bzw. eines Downlistings untersucht werden. In beiden Studien werden Daten aus den Jahren 2001 bis 2009 untersucht. Die Studien sind auf der Webseite des DAI verfügbar ([https://www.dai.de/files/dai\\_usercontent/dokumente/positionspapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%201569-08.pdf](https://www.dai.de/files/dai_usercontent/dokumente/positionspapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%201569-08.pdf) bzw. [https://www.dai.de/files/dai\\_usercontent/dokumente/positionspapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%203142-07.pdf](https://www.dai.de/files/dai_usercontent/dokumente/positionspapiere/2010-10-08%20Stellungnahme%20VB%203142-07.pdf)). Statistische Tests werden in den Studien nicht durchgeführt.

offensichtlich nicht geschlossen werden, dass auch ohne einen Entschädigungsanspruch kein Kursverfall eingetreten wäre.

Entsprechend der Rechtsauffassung des Bundesverfassungsgerichts hat der Bundesgerichtshof seine Rechtsprechung zum Delisting geändert.<sup>14</sup> Der Leitsatz des Frost-Urteils lautet

*"Bei einem Widerruf der Zulassung der Aktie zum Handel im regulierten Markt auf Veranlassung der Gesellschaft haben die Aktionäre keinen Anspruch auf eine Barabfindung. Es bedarf weder eines Beschlusses der Hauptversammlung noch eines Pflichtangebotes".*

Damit reicht also ein einfacher Antrag durch den Vorstand, um ein Delisting herbeizuführen. Der in §39 des Börsengesetzes geforderte Schutz der Anleger ist dem entsprechend ausschließlich durch die entsprechenden Bestimmungen der Börsenordnung gewährleistet. Für die Frankfurter Wertpapierbörse sind die entsprechenden Bestimmungen in § 46 der dortigen Börsenordnung enthalten. Danach wird der Widerruf der Zulassung erst sechs Monate nach der Veröffentlichung des Widerrufs wirksam.<sup>15</sup> Diese Bestimmung ermöglicht es den Minderheitsaktionären, ihre Aktien vor Einstellung der Börsennotiz zu verkaufen. Sie schützt sie jedoch nicht vor Vermögensverlusten, die durch einen Kursrückgang nach Veröffentlichung des Widerrufs der Zulassung entstehen. Ob es (entgegen der Annahme, die das

---

<sup>14</sup> Auch der Bundesgerichtshof bezieht sich auf empirische Evidenz, wenn er unter Verweis auf Heldt und Royé (2012) schreibt "Es lässt sich nicht feststellen, dass der Kurswert der Aktie infolge des Wechsels in den (qualifizierten) Freiverkehr grundsätzlich sinkt". (zitiert nach Neue Juristische Wochenschrift 2012, S. 149). Heldt und Royé (2012) verweisen in ihrem Beitrag allerdings auf die Evidenz, die auch schon der Urteilsfindung des Bundesverfassungsgerichts zugrunde gelegen hatte.

<sup>15</sup> Das gilt nach §46 (2) für Fälle, in denen die Aktie (a) weder an einer anderen inländischen Börse zugelassen ist, noch (b) an einem ausländischen organisierten Markt oder an einem entsprechenden Markt in einem Drittstaat zugelassen ist. Im Fall (a) wird der Widerruf sofort wirksam, im Fall (b) wird er drei Monate nach Veröffentlichung wirksam.

Bundesverfassungsgericht - wie oben erwähnt - seiner Urteilsfindung zugrunde gelegt hat) zu einem solchen Kursrückgang kommt ist die zentrale Frage, der wir in diesem Beitrag nachgehen.

### **3 Daten und Methodik**

#### 3.1 Daten

Die Absicht, den Widerruf der Zulassung der Aktien zum regulierten Markt zu beantragen, unterliegt der Ad-hoc-Publizitätspflicht gemäß §15 des Wertpapierhandelsgesetzes. Eine große Anzahl von Ad-Hoc-Mitteilungen wird über die Deutsche Gesellschaft für Ad-hoc-Publizität mbH (DGAP) veröffentlicht. Der in dieser Studie verwendete Datensatz besteht aus allen von deutschen börsennotierten Unternehmen zwischen dem Frosta-Urteil vom 08.10.2013 und dem 31.05.2015 über die Webseite der DGAP veröffentlichten Mitteilungen zur Einstellung der Börsennotierung. Insgesamt können 61 Mitteilungen identifiziert werden, die sich auf die Einstellung der Börsennotierung eines deutschen Unternehmens beziehen. Hiervon entfallen 41 Mitteilungen auf Unternehmen, die zum Zeitpunkt der Ankündigung im regulierten Markt notiert sind. Unternehmen, die sich in einem Insolvenzverfahren befinden (10 Beobachtungen), werden in den folgenden Analysen nicht berücksichtigt. Im Rahmen der Ereignisstudie (nicht jedoch für andere Analysen) müssen zusätzlich drei Mitteilungen ausgeschlossen werden, bei denen zeitgleich innerhalb derselben oder einer separaten Ad-hoc-Meldung weitere kursrelevante Sachverhalte (wie z.B. Gewinnwarnungen, Dividendenankündigungen oder Wechsel im Vorstand) veröffentlicht werden. Weiterhin werden zwei Mitteilungen ausgeschlossen, da im Rahmen des Delisting ein freiwilliges Kaufangebot an die Minderheitsaktionäre abgegeben wird. Des Weiteren liegen für zwei Unternehmen keine Kursdaten vor. Die endgültige Stichprobe umfasst somit 24 Beobachtungen.

Um zu untersuchen, inwieweit sich Unternehmen, die ein freiwilliges Delisting beantragen, von anderen Unternehmen unterscheiden, werden alle Daten sowohl für die Unternehmen unserer Stichprobe als auch für die verbleibenden Unternehmen des CDAX erhoben. Stichtag und Vergleichszeitpunkt ist dabei der Jahresbeginn 2013.

Kurs-, Handelsvolumen und Rechnungslegungsdaten werden der Kapitalmarktdatenbank *Thomson Reuters Datastream* entnommen. Alle Buchwerte beziehen sich auf das im Jahr 2012 endende Geschäftsjahr. Die Marktwerte werden zum 02. Januar 2013 erhoben. Für die Delisting-Stichprobe werden zusätzlich die Marktwerte 21 Tage vor dem Delisting (letzter Tag des Schätzfensters für die Ereignisstudie) erhoben.

Die durchschnittliche tägliche Zahl der gehandelten Aktien und das Transaktionsvolumen in Euro für das Kalenderjahr 2013 werden für jedes Unternehmen über die *MiFID-Datenbank*<sup>16</sup> der ESMA (European Securities and Markets Authority) ermittelt. Eigentümerstrukturen werden aus Geschäftsberichten und dem *Hoppenstedt Aktienführer* entnommen, um den Streubesitz der Unternehmen der Stichprobe zu berechnen. Die Angaben zum Streubesitz der Unternehmen im CDAX werden den Indexstatistiken der Deutschen Börse<sup>17</sup> entnommen.

### 3.2 Ermittlung und Analyse von Kurseffekten

Wir messen die Aktienkursreaktion auf Ankündigungen des Widerrufs der Börsenzulassung mittels einer Ereignisstudie. Diese Methode basiert auf der Annahme, dass Kapitalmärkte die mittelstrenge Form der Informationseffizienz nach Fama (1970) aufweisen. Demnach müsste die Ankündigung des Widerrufs der Börsennotierung, sofern sie kursrelevant ist, unmittelbar zu einer Kursänderung führen. Für den Ereignistag bzw. für das gewählte

---

<sup>16</sup> <http://mifiddatabase.esma.europa.eu/>

<sup>17</sup> [http://www.dax-indices.com/MediaLibrary/Document/WeightingFiles/01/CDAX\\_ICR.20130102.xls](http://www.dax-indices.com/MediaLibrary/Document/WeightingFiles/01/CDAX_ICR.20130102.xls)

Ereignisfenster wird eine abnormale Aktienrendite berechnet. Sie entspricht der Differenz zwischen der tatsächlich beobachteten Rendite und derjenigen Rendite, die ohne den Ankündigungseffekt zu erwarten gewesen wäre. Diese erwartete Rendite wird auf Basis des Marktmodells geschätzt:

$$(1) \quad AR_{i,\tau} = R_{i,\tau} - (\hat{\alpha}_{i,\tau} + \hat{\beta}_{i,\tau}R_{m,\tau})$$

wobei  $AR_{i,\tau}$  und  $R_{i,\tau}$  die abnormale und die tatsächliche Rendite von Unternehmen  $i$  am Tag  $\tau$  sind.  $R_{m,\tau}$  ist die Rendite des Marktportfolios, approximiert durch den CDAX-Index, am Tag  $\tau$ . Die Koeffizienten  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  werden mittels Regression der täglichen Rendite von Unternehmen  $i$  auf die Rendite des CDAX (und eine Konstante) ermittelt. Zur Schätzung der Parameter wird ein Schätzfenster von 200 Handelstagen verwendet, welches 21 Handelstage vor dem Ereignistag endet. Da für die betrachteten Unternehmen nicht ausgeschlossen werden kann, dass die zugehörigen Aktien einen geringen Handelsumsatz aufweisen und möglicherweise kein regelmäßiger Handel in ihnen stattfindet, verwenden wir zur Schätzung der  $\hat{\beta}_i$  das Verfahren von Scholes und Williams (1977).<sup>18</sup> Diese Methode liefert auch bei Vorliegen eines sogenannten „Thin-Trading-Problems“ einen konsistenten Schätzer.

Um den durchschnittlichen Einfluss der Ankündigung des Widerrufs der Börsennotierung zu messen, wird für den Ereignistag ( $\tau = 0$ ) der Mittelwert über alle individuellen abnormalen Renditen gebildet:

$$(2) \quad AAR_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,\tau}$$

---

<sup>18</sup> Eine Analyse unter Verwendung des Beta-Schätzers nach Dimson (1979) führt zu qualitativ identischen Ergebnissen und wird deshalb an dieser Stelle nicht berichtet. Die Ergebnisse können aber auf Anfrage von den Autoren bereitgestellt werden.

wobei  $N$  die Anzahl der Unternehmen in der Stichprobe ist. Zusätzlich werden kumulierte durchschnittliche abnormale Renditen für verschiedene Ereignisfenster berechnet:

$$(3) \quad CAAR_{\tau_1, \tau_2} = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AAR_{\tau}$$

wobei  $\tau_1$  der erste und  $\tau_2$  der letzte Handelstag im Ereignisfenster ist. Mittels verschiedener Signifikanztests kann statistisch ermittelt werden, ob die so berechneten (kumulierten) durchschnittlichen abnormalen Renditen signifikant von Null verschieden sind. Neben einem einfachen t-Test sowie dem „Cross-Sectional-Error Test“ nach Brown und Warner (1985), werden die parametrischen Teststatistiken nach Patell (1976) und Boehmer et al. (1991) berechnet. Letztere ist robust bezüglich ereignisinduzierter Erhöhungen der Varianz. Sofern die abnormalen Renditen nicht normalverteilt sind, könnten die zuvor genannten parametrischen Teststatistiken verzerrt sein. Daher wird zusätzlich der nicht-parametrische Rang-Test nach Corrado und Zivney (1992) sowie der verallgemeinerte Vorzeichentest nach Cowan (1992) berechnet.

Des Weiteren wird das abnormale Handelsvolumen berechnet. Dies erlaubt zu prüfen, ob es aufgrund der Ankündigung eines Delistings zu verstärktem Handel in der betroffenen Aktie kommt. Das Handelsvolumen wird durch das logarithmierte Verhältnis der Anzahl der täglich gehandelten Aktien zur Gesamtzahl der ausstehenden Aktien gemessen. Um auch bei einem Handelsvolumen von Null eine log-Transformation zu erhalten, wird dem Ansatz von Campbell und Wasley (1996) gefolgt und eine betragsmäßig kleine Konstante addiert:

$$(4) \quad V_{i,\tau} = \ln \left( \frac{n_{i,\tau} + 0.000255}{N_{i,\tau}} \cdot 100 \right)$$

wobei  $n_{i,\tau}$  die Anzahl der gehandelten Aktien und  $N_{i,\tau}$  die Anzahl der ausstehenden Aktien von Unternehmen  $i$  am Tag  $\tau$  ist. Das abnormale Handelsvolumen ist die Differenz aus dem



tatsächlichen Handelsvolumen und dem durchschnittlichen Handelsvolumen über das Schätzfenster. Dieses umfasst, wie bei der Schätzung des Markmodells, 200 Handelstage und endet 21 Handelstage vor dem Ereignistag.

Im Anschluss an die Ereignisstudie werden die ermittelten abnormalen Aktienrenditen genauer analysiert. Mit Hilfe einer Querschnittsregression wird untersucht, welchen Einfluss die Aktionärsstruktur (gemessen durch den Streubesitzanteil oder den Anteil des größten Aktionärs) und die Liquidität, gemessen mittels des Corwin und Schultz (2012)-Schätzers der effektiven Geld-Brief-Spanne, auf die Höhe der abnormalen Rendite haben. Weiterhin wird durch eine Binärvariable (Downlisting Dummy) berücksichtigt, ob es sich um ein Downlisting (1) im Sinne der in Abschnitt 2 eingeführten Definition oder um ein vollständiges Delisting (0) handelt.

### 3.3 Liquiditätseffekte

Neben der Frage, ob es nach Veröffentlichung des Widerrufs zu einem Kursverlust kommt, ist insbesondere für ein Downlisting die Entwicklung der Liquidität nach dem Wechsel des Marktsegments von Interesse. Hierzu wird die durchschnittliche tägliche Geld-Brief-Spanne für die acht Unternehmen, die ein Downlisting ankündigen, geschätzt. Anschließend wird die Entwicklung der durchschnittlichen täglichen Geld-Brief-Spanne für den Zeitraum von 20 Handelstagen vor und 20 Handelstage nach dem tatsächlichen Downlisting analysiert. Führt ein Downlisting zu einer Verschlechterung der Liquidität, so sollte eine Ausweitung der durchschnittlichen täglichen Geld-Brief-Spanne ab dem ersten Handelstag im neuen Marktsegment ( $\tau = 0$ ) beobachtet werden.

Da Daten über Geld- und Briefpreise für den Freiverkehr nicht verfügbar sind, müssen die Geld-Brief-Spannen geschätzt werden. Hierzu wird der Schätzer von Corwin und Schultz (2012) verwendet, der in seiner einfachsten Form für die Schätzung lediglich Daten über Tageshöchst-

und Tagestiefkurse benötigt. Der Schätzer basiert auf der Annahme, dass Tageshöchstkurse zumeist durch die Nachfrageseite initiierte Transaktionen und damit Transaktionen zum Briefkurs sind. Tagestiefkurse hingegen sind typischerweise durch die Anbieterseite ausgelöste Transaktionen und damit Transaktionen zum Geldkurs. Folglich kann davon ausgegangen werden, dass die Preisspanne zwischen Tageshöchst- und Tagestiefkurs (gemessen durch ihr logarithmiertes Verhältnis) sowohl durch die tatsächliche Varianz der Aktienrendite als auch durch die Höhe der Geld-Brief-Spanne bestimmt wird. Um die beiden Komponenten voneinander zu isolieren, berücksichtigt der Schätzer von Corwin und Schultz (2012) neben dem täglichen logarithmierten Verhältnis auch ein Intervall über zwei Handelstage. Während die Varianz proportional mit der Zeit wächst, bleibt die Geld-Brief-Spanne über die Zeit konstant. Der Schätzer ist wie folgt definiert:

$$(5) \quad S_{t,t+1} = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha} \text{ mit } \alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}}$$

$$(5a) \quad \beta = \left[ \ln\left(\frac{H_t}{L_t}\right) \right]^2 + \left[ \ln\left(\frac{H_{t+1}}{L_{t+1}}\right) \right]^2 \text{ und } \gamma = \left[ \ln\left(\frac{H_{t,t+1}}{L_{t,t+1}}\right) \right]^2$$

$H_t, L_t$  sind der Tageshöchst- und Tagestiefkurs am Tag  $t$ ,  $H_{t+1}, L_{t+1}$  sind der Tageshöchst- und Tagestiefkurs am Tag  $t+1$  und  $H_{t,t+1}, L_{t,t+1}$  sind der Höchst- und Tiefstkurs über die Zweitagesperiode von  $t$  bis  $t+1$ . Wir verwenden den Corwin und Schultz (2012)-Schätzer in seiner exakten Form mit der Korrektur für Übernacht-Preisanpassungen.<sup>19</sup> Da der Schätzer auf Daten von zwei aufeinanderfolgenden Handelstagen basiert, wird der im Internetappendix von Corwin und Schultz (2012) vorgeschlagenen Methode gefolgt und der Mittelwert über zwei sich überlappende Intervalle gebildet:

---

<sup>19</sup> Siehe Corwin und Schultz (2012) S.726 ff. „Adjustment for Overnight Price Changes“.

$$(6) \quad S_t = \frac{S_{t-1,t} + S_{t,t+1}}{2}$$

Abweichend davon wird die Geld-Brief-Spanne für den letzten Handelstag im regulierten Markt ( $\tau = -1$ ) durch  $S_{-2,-1}$  geschätzt. Die Geld-Brief-Spanne für den ersten Handelstag nach dem Downlisting ( $\tau = 0$ ) wird durch  $S_{0,+1}$  geschätzt.

Für drei Aktien sind die Tageshöchst- und Tiefstkurse nicht verfügbar, so dass der Corwin-Schultz-Schätzer nicht berechnet werden kann. Dadurch reduziert sich die Zahl der Beobachtungen in den Querschnittsregressionen auf 21.

## 4 Ergebnisse

Die Darstellung der empirischen Ergebnisse ist in vier Abschnitte gegliedert. Wir beginnen mit einem Vergleich zwischen den Unternehmen unserer Delisting-Stichprobe und der Gesamtheit aller CDAX-Unternehmen. Im Anschluss daran stellen wir die Ergebnisse der Ereignisstudie und darauffolgend die Resultate der Querschnittsregression zur Erklärung der beobachteten abnormalen Aktienrenditen dar. Der letzte Abschnitt behandelt dann den Liquiditätseffekt eines Downlistings.

### 4.1 Charakteristika der Delisting-Kandidaten

Wie in der Einleitung ausgeführt ist das Delisting eine bewusste Entscheidung, die auf einer Abwägung der damit verbundenen Vor- und Nachteile beruht.<sup>20</sup> Dem entsprechend ist zu erwarten, dass Unternehmen, die ein Delisting beantragen, sich systematisch von der Gesamtheit aller börsennotierten Unternehmen unterscheiden. Panel A in Tabelle 1 zeigt die (logarithmierte)

---

<sup>20</sup> Wie ebenfalls in der Einleitung angemerkt wurde, ist es plausibel, dass diese Abwägung aus der Perspektive des größten Aktionärs erfolgt und nicht notwendigerweise die Interessen der Minderheitsaktionäre berücksichtigt.

Marktkapitalisierung, das Kurs-Buchwert-Verhältnis, den Verschuldungsgrad (zu Buchwerten), das durchschnittliche tägliche Handelsvolumen in Tausend Euro und in Aktien sowie den Streubesitzanteil der Delisting-Kandidaten und der Gesamtheit aller CDAX-Unternehmen (in der Indexzusammensetzung zu Beginn des Jahres 2013). Angegeben sind jeweils Mittelwert und Median.

Die Delisting-Kandidaten unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Marktkapitalisierung und des Kurs-Buchwert-Verhältnisses nicht signifikant von der Gesamtheit aller CDAX-Unternehmen. Sie weisen jedoch einen signifikant niedrigeren Verschuldungsgrad auf (Mittelwert 20.74% und Median 10.98% im Vergleich zu 37.53% bzw. 28.42% für den Durchschnitt der CDAX-Unternehmen). Noch deutlich ausgeprägter sind die Unterschiede beim Handelsvolumen. Im Tagesdurchschnitt beträgt das Handelsvolumen der Delisting-Kandidaten knapp 1,1 Millionen Euro (Median 18.110 Euro), während der Durchschnittswert für die CDAX-Unternehmen bei 16,2 Millionen Euro (Median 73.330 Euro) liegt.<sup>21</sup> Die Unterschiede sind statistisch hochsignifikant. Ein ganz ähnliches Bild erhält man, wenn man das Handelsvolumen anhand der Zahl der gehandelten Aktien mißt. Die Delisting-Kandidaten weisen im Durchschnitt einen Streubesitzanteil von 29,75% (Median 15,93%) auf. Der Vergleichswert für den Durchschnitt der CDAX-Unternehmen liegt bei 49,45% (Median 30,06%). Auch hier sind die Unterschiede hochsignifikant.

Das Panel B der Tabelle 1 beschreibt, wie sich Marktkapitalisierung, Kurs-Buchwert-Verhältnis und Streubesitzanteil der Delisting-Kandidaten zwischen dem Beginn des Jahres 2013 (dem Jahr des Frosta-Urteils) und dem Zeitpunkt 21 Tage vor Ankündigung des Delistings

---

<sup>21</sup> Die großen Unterschiede zwischen Mittelwert und Median sind Ausdruck einer extrem schiefen Verteilung der Handelsvolumina.

ändern. Während die Marktkapitalisierung und das Kurs-Buchwert-Verhältnis ansteigen, sinkt der Streubesitzanteil. Da lediglich die Änderung im Streubesitz statistisch signifikant ist, lässt sich folgern, dass es in dem hier betrachteten Zeitraum nicht zu einem Kursverfall der Aktien kommt. Die signifikante Verminderung des Streubesitzanteils könnte darauf zurückzuführen sein, dass der Mehrheitsaktionär seinen Anteil aufstockt.

Panel C in Tabelle 1 belegt, dass die Delisting-Kandidaten eine sehr hohe Eigentümerkonzentration aufweisen. 16 der 24 Unternehmen haben einen Großaktionär, der mehr als 75% der Stimmrechte hält und zwei weitere Unternehmen haben einen Großaktionär, der über mehr als 50% (jedoch weniger als 75%) der Stimmrechte verfügt. Insgesamt lassen sich die Delisting-Kandidaten daher als Unternehmen mit stark konzentrierter Eigentümerstruktur und einer, gemessen am Handelsvolumen, geringen Marktliquidität kennzeichnen. Das Vorhandensein eines Großaktionärs zusammen mit einer geringen Liquidität der Aktien von Delisting-Kandidaten macht die Frage nach dem Schutz von Minderheitsaktionären potentiell besonders relevant.

#### 4.2 Ergebnisse der Ereignisstudie

Die zentrale Frage, ob die Ankündigung des Delistings zu einem Kursrückgang führt, soll mit Hilfe einer Ereignisstudie beantwortet werden. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Panel A von Tabelle 2 dargestellt. Für die 24 Unternehmen der Stichprobe beträgt die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite am Ankündigungstag sowie am Vortag und dem Folgetag der Ankündigung (d.h. für das Ereignisfenster (-1;1)) -5,77%. Diese ist statistisch auf dem 1%-Niveau signifikant verschieden von Null (bestätigt durch alle verwendeten Teststatistiken). Die abnormale Rendite am Ankündigungstag und dem Folgetag beträgt sogar -6,41% und ist ebenfalls hochsignifikant. Betrachtet man nur die abnormale Rendite am Ankündigungstag, so

beträgt diese alleine -3,88% (ebenfalls hochsignifikant). Auch für den Tag nach der Ankündigung beobachten wir eine signifikante negative abnormale Rendite in Höhe von -2,53%. Die statistische Signifikanz wird allerdings nur bei Anwendung des t-Tests und des Patell-Tests bestätigt. Im Durchschnitt lässt sich also eine negative Aktienkursreaktion bei Ankündigung von Delistings feststellen. Diese Aktienkursreaktion ist für den Großteil (rund 80%) aller untersuchten Unternehmen negativ (siehe Spalte Pos: Neg).

Die vorletzte Zeile von Panel A der Tabelle zeigt die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite über einen Zeitraum beginnend 20 Tage und endend einen Tag vor der Ankündigung des Delistings. Die Rendite beträgt 1,85% und ist nicht signifikant verschieden von Null. Das deutet darauf hin, dass die Delisting-Ankündigung von den Anlegern offenbar im Durchschnitt nicht antizipiert wird.<sup>22</sup> Die letzte Zeile schließlich zeigt die Kursreaktionen in einem Zeitraum beginnend 2 Tage und endend 20 Tage nach der Ankündigung. Die Rendite in diesem Zeitraum beträgt -0,27% und ist nicht signifikant verschieden von Null. Der Werteffekt der Ankündigung eines Delistings scheint somit persistent zu sein.<sup>23</sup>

---

<sup>22</sup> Wir haben zusätzlich untersucht, ob Delisting-Ankündigungen, die längere Zeit nach dem Frosta-Urteil gemacht wurden, einen geringeren Kurseffekt haben als Ankündigungen, die unmittelbar nach Veröffentlichung des Frosta-Urteils erfolgten. Das würde man erwarten, wenn Anleger im Zeitablauf lernen, potentielle Delisting-Kandidaten zu identifizieren und die Aktien bereits vor der Delisting-Ankündigung mit einem Abschlag gehandelt werden. In einer Regression der abnormalen Renditen am Ankündigungstag und der kumulierten abnormalen Renditen in den drei Tagen um die Ankündigung herum auf eine Variable, die die Zeit zwischen Frosta-Urteil und Ankündigung in Tagen mißt, ergaben sich jedoch Koeffizienten, die sehr nahe bei null lagen und statistisch nicht signifikant waren.

<sup>23</sup> Um diese Frage genauer zu untersuchen, haben wir auch den längerfristigen Kurseffekt der Delisting-Ankündigung im Zeitraum zwischen der Ankündigung und der tatsächlichen Einstellung der Börsennotiz untersucht. Wir haben dazu zum einen die durchschnittliche abnormale Rendite einer Buy-and-Hold-Strategie (BHAR mit schiefe-adjustierten t-Werten nach Lyon, Barber und Tsai 1999) und zum anderen das im Rahmen eines Calendar-Time-Portfolio-Ansatzes ermittelte Carhart (1997)-Vier-Faktor-Alpha geschätzt. Sowohl die BHAR als auch das Alpha des Vier-Faktor-Modells sind negativ (erstere ist signifikant auf dem 10%-Niveau, während das Alpha insignifikant ist). Beide Verfahren erlauben damit in Übereinstimmung mit der Aussage im Haupttext die Schlussfolgerung, dass die im Rahmen unserer Ereignisstudie ermittelte negative Kursreaktion nicht revidiert wird.

Die Kursentwicklung um den Ankündigungstag herum wird in Abbildung 2 visualisiert. In den 20 Tagen vor der Ankündigung kommt es zu einem leichten Kursanstieg. Am Ankündigungstag und den folgenden Handelstagen kommt es dann zu einem ausgeprägten Kursrückgang. In den folgenden Tagen tritt dann eine nicht signifikante Gegenreaktion ein, ehe sich der Kurs auf seinem neuen Niveau einpendelt, das etwa 5% unter dem Ausgangsniveau liegt.

Abbildung 2 zeigt auch das abnormale Handelsvolumen. Vor der Delisting-Ankündigung ist das Handelsvolumen etwas geringer als während des Schätzfensters, das als Vergleichsmaßstab dient. Am Ankündigungstag und den folgenden Handelstagen kommt es dann zu einem deutlich erhöhten Handelsvolumen.

In der Ereignisstudie wurden alle Beobachtungen - sowohl Ankündigungen eines vollständigen Delistings als auch Ankündigungen eines Downlistings - gemeinsam betrachtet. Es ist jedoch plausibel, dass hier qualitative Unterschiede bestehen. Bei einem Downlisting kann die Aktie nach dem Delisting vom regulierten Markt im Freiverkehr gehandelt werden. Es werden, wie in Abschnitt 2 erläutert, nur solche Fälle als Downlisting klassifiziert, bei denen schon am Ankündigungstag bekannt war, dass die Aktie nach dem Delisting vom regulierten Markt im Freiverkehr handelbar sein würde. Der Werteffekt eines Downlistings wird daher als im Durchschnitt weniger negativ erwartet.

Wegen dieser möglichen qualitativen Unterschiede haben wir die Ereignisstudie für die Teilstichprobe der Downlistings wiederholt. Die Ergebnisse sind in Panel B von Tabelle 2 dokumentiert. Bei ihrer Interpretation ist einschränkend zu berücksichtigen, dass die Resultate auf nur acht Beobachtungen beruhen. Die abnormalen und kumulierten abnormalen Renditen sind größtenteils positiv und am Ereignistag durchweg insignifikant. Am Tag nach dem Delisting wird ein im Mittelwert negativer Kurseffekt beobachtet, dieser ist jedoch nur nach dem Patell-

Test signifikant von Null verschieden. In den darauf folgenden Tagen tritt wieder ein positiver Kurseffekt ein. Die Ankündigung eines Downlisting löst demnach keine negative Kursreaktion aus.

Insgesamt erlauben die Ergebnisse der Ereignisstudie damit den Schluss, dass die Ankündigung eines vollständigen Delistings zu einem signifikanten Kursrückgang führt, der einen Vermögensverlust für die Aktionäre impliziert. Der Kursrückgang wird von einem erhöhten Handelsvolumen begleitet. Die Ankündigung eines Downlisting führt dagegen nicht zu einer statistisch signifikanten Kursbewegung.

#### 4.3 Querschnittsregression

Im vorigen Abschnitt wurde gezeigt, dass es nach einer Delisting-Ankündigung zu einer signifikanten Kursreaktion kommt. Diese fällt allerdings nicht für alle Aktien der Stichprobe gleich hoch aus. Im Folgenden wird daher in einer Querschnittsregression untersucht, von welchen Determinanten die Höhe der Kursreaktion abhängt. Als abhängige Variable wird die kumulierte abnormale Rendite über den 3-Tages-Zeitraum von einem Tag vor der Ankündigung bis einen Tag nach der Ankündigung verwendet.<sup>24</sup>

Unabhängige Variablen sind der Corwin und Schultz (2012)-Schätzer der Geld-Brief-Spanne (gemessen als Durchschnittswert über das Schätzfenster, das 200 Handelstage vor der Ankündigung beginnt und 21 Handelstage vor der Ankündigung endet), der Streubesitzanteil und der Anteil des größten Aktionärs (beide gemessen 21 Handelstage vor der Ankündigung) sowie eine binäre Variable, die angibt, ob es sich um ein Downlisting oder ein vollständiges Delisting

---

<sup>24</sup> Wir haben zusätzlich auch die abnormale Rendite am Ankündigungstag,  $AR(0)$ , als abhängige Variable verwendet. Die Ergebnisse sind ähnlich, jedoch ist der Koeffizient für die Geld-Brief-Spanne in zwei von drei Spezifikationen signifikant.



handelt. Es werden sechs Modelle geschätzt. In die Modelle 1 bis 4 wird jeweils eine der vier unabhängigen Variablen einbezogen, in die Modelle 5 und 6 werden der Schätzer für die Geld-Brief-Spanne, der Downlisting-Dummy und entweder der Streubesitzanteil (Modell 5) oder der Anteil des größten Aktionärs (Modell 6) einbezogen. Die beiden letztgenannten Variablen werden wegen ihrer hohen (negativen) Korrelation nicht gleichzeitig einbezogen.

Je liquider eine Aktie vor dem Delisting ist, desto höher sollte der Kursrückgang durch die Delisting-Ankündigung ausfallen. Es wird daher ein positiver Koeffizient für den Schätzer der Geld-Brief-Spanne erwartet. Bei einem Downlisting entfällt die Handelsmöglichkeit über die Börse nicht komplett, sondern es findet "lediglich" ein Wechsel in ein Segment mit geringeren Anforderungen statt. Daher wird ein geringerer Kursrückgang und somit ein positiver Koeffizient für den Downlisting-Dummy erwartet. Bezüglich des Streubesitzanteils und des Anteils des größten Aktionärs läßt sich keine eindeutige Hypothese formulieren. Da aber, wie eingangs erwähnt, die Eigentümerstruktur für das Kosten-Nutzen-Kalkül einer Delisting-Entscheidung relevant ist, haben wir diese beiden Variablen als Kontrollvariablen einbezogen.

Die in Tabelle 3 gezeigten Ergebnisse entsprechen den o.g. Erwartungen nur teilweise. Der Koeffizient für die Geld-Brief-Spanne ist durchweg negativ, allerdings nicht signifikant. Es scheint also tendenziell nicht so zu sein, dass liquidere Aktien bei der Delisting-Ankündigung einen höheren Kursrückgang erleiden. Der Streubesitzanteil und der Anteil des größten Aktionärs haben keinen signifikanten Einfluß auf die Höhe des Kursrückgangs. Der Downlisting-Dummy hat den erwarteten positiven Einfluß. Der Kursrückgang nach der Delisting-Ankündigung fällt signifikant geringer aus, wenn es sich nicht um ein vollständiges Delisting, sondern "nur" um ein Downlisting handelt. Das ist konsistent mit den in Panel B von Tabelle 2 dokumentierten

Ergebnissen, gemäß derer es nach der Ankündigung eines Downlistings gar nicht zu einer negativen Kursreaktion kommt.

#### 4.4 Liquiditätseffekte von Downlistings

Im vorigen Abschnitt wurde gezeigt, dass der Kursrückgang nach einer Delisting-Ankündigung signifikant geringer ausfällt, wenn das Unternehmen kein vollständiges Delisting, sondern ein Downlisting durchführt. Der Möglichkeit, die Aktie im Freiverkehr handeln zu können, wird also offensichtlich ein positiver Wert beigemessen. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, wie liquide eigentlich der Handel im Freiverkehr im Vergleich zum Handel im regulierten Markt ist.

Abbildung 3 gibt hierüber Aufschluß. Sie zeigt die mit dem Verfahren von Corwin und Schultz (2012) geschätzten effektiven Geld-Brief-Spannen in den 40 Tagen um den Tag des Segmentwechsels herum. Tag 0 ist dabei der erste Tag, an dem der Handel im Freiverkehr stattfindet. Die Abbildung verdeutlicht, dass der Handel im Freiverkehr deutlich illiquider ist als der Handel im regulierten Markt. Während die durchschnittliche effektive Geld-Brief-Spanne vor dem Downlisting bei etwa 2% liegt, steigt sie unmittelbar am Tag des Downlistings auf einen Wert von über 5% und verharrt auf diesem Niveau.

Aus Sicht eines Aktionärs folgt daraus, dass die Möglichkeit des Handels im Freiverkehr zwar besser sein mag, als gar keine Handelsmöglichkeit zu haben, hinsichtlich der erwarteten Transaktionskosten dem Handel im regulierten Markt aber deutlich unterlegen ist.

## **5 Fazit**

Seit dem Urteil des Bundesgerichtshofs (BGH) im Fall „Frosta“ ist weder die bis dato nötige Zustimmung der Hauptversammlung zu einem Delisting erforderlich, noch haben die

Minderheitsaktionäre einen Anspruch auf Abfindung. In der Folge konnten seitdem zahlreiche Delistings in Deutschland beobachtet werden. Vor diesem Hintergrund, und Bezug nehmend auf mehrere Presseartikel und Expertenmeinungen, die vor erheblichen Wertverlusten für Kleinaktionäre warnen, untersucht die vorliegende Studie für den Zeitraum von der Urteilsverkündung im Oktober 2013 bis Ende Mai 2015, ob und inwieweit Aktionäre bei Delistings tatsächlich Wertverluste erleiden.

Die Ergebnisse legen nahe, dass (Minderheits)Aktionäre durch vollständige Delistings statistisch und ökonomisch signifikante Vermögensverluste zu tragen haben. Die durchschnittliche kumulierte abnormale Aktienrendite im Zeitraum von drei Handelstagen um die Delisting-Ankündigung beträgt -6%. Die Kursreaktion ist bei 80% aller Beobachtungen negativ. Diese Ergebnisse haben Implikationen, die der Gesetzgeber bei einer eventuellen Neuregelung der Bestimmungen zum Delisting in Betracht ziehen sollte. Eine Notwendigkeit, die Delisting-Entscheidung von einem Beschluss der Hauptversammlung abhängig zu machen, besteht nach unserer Ansicht zumindest aus der Perspektive des Schutzes von Minderheitsaktionären nicht. Wie gezeigt wurde, haben die Delisting-Kandidaten in der Regel ohnehin einen Großaktionär, der über die Stimmenmehrheit auf der Hauptversammlung verfügt.

Unser Resultat, dass ein signifikanter Vermögensverlust für die Aktionäre eintritt, impliziert, dass die Aufhebung des Entschädigungsanspruchs in der Folge des Frosta-Urteils problematisch ist. Der Gesetzgeber sollte erwägen, einen Entschädigungsanspruch gesetzlich zu verankern. Ein solcher Anspruch würde Minderheitsaktionäre vor Vermögensverlusten schützen, die letztlich dadurch verursacht werden, dass der Hauptaktionär ein aus seiner Sicht vorteilhaftes

Delisting betreibt und dabei die Interessen der Minderheitsaktionäre nicht hinreichend berücksichtigt.<sup>25</sup>

Unsere Ergebnisse belegen weiterhin, dass die als Downlistings bezeichneten Fälle aus Aktionärssicht offenbar weniger problematisch sind als die Fälle eines vollständigen Delistings. Es kommt zwar zu einer deutlichen Verringerung der Liquidität, aber nicht zu einem signifikanten Kursrückgang. Daher könnte in Erwägung gezogen werden, eine eventuelle Entschädigungsregelung von der Art des Delistings - vollständiges Delisting oder Downlisting - abhängig zu machen. Allerdings sollte berücksichtigt werden, dass unsere Stichprobe nur acht Downlisting-Fälle enthält, so dass eine vorsichtige Interpretation der Ergebnisse geboten erscheint.

Darüber, wie ein eventueller Entschädigungsanspruch ausgestaltet sein sollte, erlauben unsere Ergebnisse keine konkrete Aussage. Grundsätzlich sind zwei Verfahren denkbar. Erstens eine gutachterliche Schätzung des Ertragswerts des Unternehmens (vgl. hierzu im Kontext von Squeeze-outs ausführlich Neumeier 2015) und zweitens eine Orientierung am Börsenkurs (etwa durch Bezug auf den durchschnittlichen Börsenkurs in einem bestimmten Zeitraum vor der Delisting-Ankündigung). Beide Verfahren haben potentielle Nachteile. Bei der Ertragswertermittlung verbleibt ein gutachterlicher Spielraum. Da der Gutachter in der Regel im Einvernehmen mit dem Hauptaktionär benannt wird, ist es zumindest denkbar, dass dieser Spielraum zuungunsten der Minderheitsaktionäre ausgelegt wird. Die Orientierung am

---

<sup>25</sup> In diesem Kontext sei darauf hingewiesen, dass ein eventueller Entschädigungsanspruch zwar hilft, Vermögensverschiebungen zwischen Groß- und Kleinaktionären zu vermeiden. Ein Entschädigungsanspruch stellt aber nicht sicher, dass nur effiziente Delistings erfolgen. Ein Delisting ist effizient, wenn die gesamten Kosten der Börsennotierung den gesamten Nutzen übersteigen. In ein entsprechendes Kalkül wären die Vorteile des Großaktionärs beim Delistings einzubeziehen. Diese sind schwer zu beziffern, aber sicher positiv (denn anderenfalls würde der Hauptaktionär kaum ein Delisting betreiben).

Börsenkurs gibt dem Hauptaktionär die Möglichkeit, den Delisting-Zeitpunkt strategisch in Abhängigkeit von der Kursentwicklung zu wählen. Zudem kann eine "mechanische" Orientierung am Börsenkurs zu Spekulation oder Manipulationsversuchen einladen. Eine ausführliche Diskussion der Vor- und Nachteile beider Verfahren würde den Rahmen dieses Beitrags sprengen. Es erscheint aber in jedem Fall geboten, aufgrund der oben kurz skizzierten Probleme beider Methoden den Minderheitsaktionären die Möglichkeit der gerichtlichen Klärung im Rahmen des Spruchverfahrens einzuräumen, wie sie etwa bei Squeeze-outs besteht.

Insgesamt legen die Erkenntnisse dieser Studie nahe, dass der Gesetzgeber ein Handeln in Erwägung ziehen sollte. Wir verhehlen allerdings nicht, dass eine Initiative des Gesetzgebers in dem Sinne zu spät kommen könnte, als dass bereits der überwiegende Anteil der Delisting-Kandidaten zwischenzeitlich von der Börse verschwunden ist.

## Literaturverzeichnis

- Bharath, Sreedhar T. und Amy K. Dittmar (2010): Why do firms use private equity to opt out of public markets? *Review of Financial Studies* 23, 1771-1818.
- Boehmer, Ekkehart, Musumeci, Jim und Annette B. Poulsen (1991): Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics* 30, 253-272.
- Brown, Stephen J. und Jerold B. Warner (1985): Using daily stock returns – The case of event studies. *Journal of Financial Economics* 14, 3-31.
- Brunnermeier, Markus und Lasse Heje Pedersen (2009): Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies* 22, 2201-2238.
- Campbell, Cynthia J. und Charles E. Wasley (1996): Measuring abnormal trading volume for samples of NYSE/ASE and NASDAQ securities using parametric and nonparametric test statistics. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 6, 309–326.
- Carhart, Mark M. (1997): On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52, 57-82.
- Corrado, Charles J. und Terry L. Zivney (1992): The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27, 465-478.
- Cowan, Arnold (1992): Nonparametric event study tests. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 2, 343-358.
- Corwin, Shane A. und Paul Schultz (2012): A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *Journal of Finance* 67, 719-760.

- Croci, Ettore, Olaf Ehrhardt und Erik Nowak (2013): The corporate governance endgame - An economic analysis of minority squeeze-out regulation in Germany. Arbeitspapier, Juli.
- Dimson, Elroy (1979): Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics* 7, 197-226.
- Eisele, Florian und Andreas Walter (2006a): Kursreaktionen auf die Ankündigung von Going Private-Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 58, 337-362.
- Eisele, Florian und Andreas Walter (2006b): Motive für den Rückzug von der Börse – Ergebnisse einer Befragung deutscher Going Private-Unternehmen. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 58, 807-833.
- Elstrand, Silvia und Martin Weber (2005): Squeeze-outs in Germany: Determinants of the announcement effects, Arbeitspapier, Universität Mannheim.
- Fama, Eugen und Kenneth R. French (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, Eugene (1970): Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25, 383-417.
- Hecker, Renate und Christoph Kaserer (2003): Going Private im Wege des Minderheitenausschlusses: Eine empirisch orientierte Bestandsaufnahme. *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis* 55, 137-162.
- Heldt, Cordula und Claudia Royé (2012): Das Delisting-Urteil der BVerfG aus kapitalmarktrechtlicher Perspektive. *Die Aktiengesellschaft* 18, 660-673.

- Kemper, Oliver und Dirk Schiereck (2007): Werteffekte beim Auskauf außen stehender Aktionäre aus börsennotierten Aktiengesellschaften in Deutschland. Arbeitspapier, Technische Universität Darmstadt.
- Lyon, John D., Barber, Brad M. und Chih-Ling Tsai (1999): Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns. *Journal of Finance* 54, 165-201.
- Longstaff, Francis (2014): Valuing thinly-traded assets. NBER Working Paper 20589, October.
- Neue Juristische Wochenschrift (2014): Kein Anspruch auf Barabfindung beim regulären Delisting - Rechtsprechungsänderung. *Neue Juristische Wochenschrift* 67, 146-149.
- Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht (2012): Erfolgreiche Verfassungsbeschwerden in Sachen "Delisting". *Neue Zeitschrift für Gesellschaftsrecht* 15, 826-834.
- Neumeier, Andreas (2015): Unternehmensbewertung bei Squeeze-out. Eul-Verlag.
- Pagano, Marco und Ailsa Roell (1998): The choice of stock ownership structure: Agency costs, monitoring, and the decision to go public. *The Quarterly Journal of Economics* 113, 187-225.
- Patell, James M. (1976): Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical test. *Journal of Accounting Research* 14, 246-276.
- Picot, Christopher M. (2009): Die Rechte der Aktionäre beim Delisting börsennotierter Gesellschaften. Peter Lang (Hrsg.), *Schriften zum Gesellschafts-, Bilanz- und Unternehmenssteuerrecht*.
- Sanger, Gary C. und James D. Peterson (1990): An empirical analysis of common stock delistings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 261-272.



Scholes, Myron und Joseph Williams (1977): Estimating betas from nonsynchronous data.  
*Journal of Financial Economics* 5, 309-327.

**Abbildung 1: Formen des Delistings**

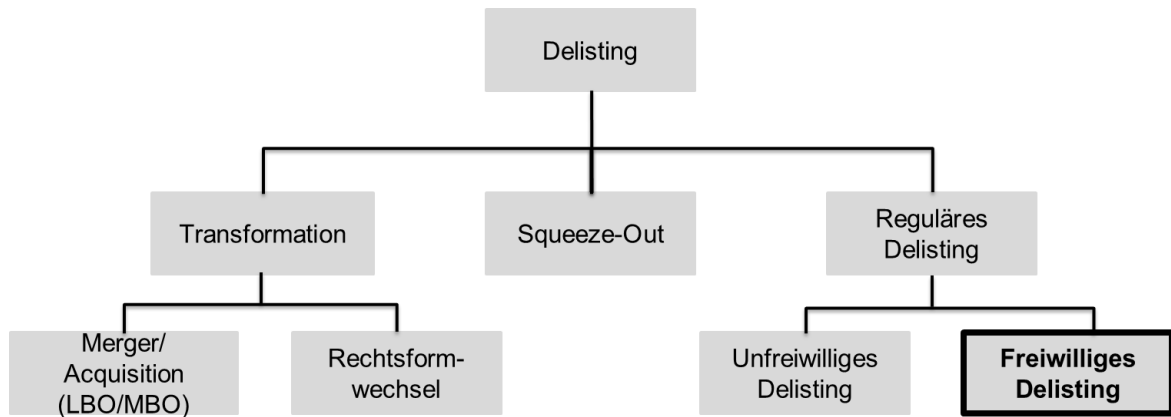


Abbildung 1 bietet eine schematische Darstellung der verschiedenen Delisting Formen.

**Abbildung 2: Ø Kumulierte abnormale Rendite und abnormales Handelsvolumen um die Delisting-Ankündigung**

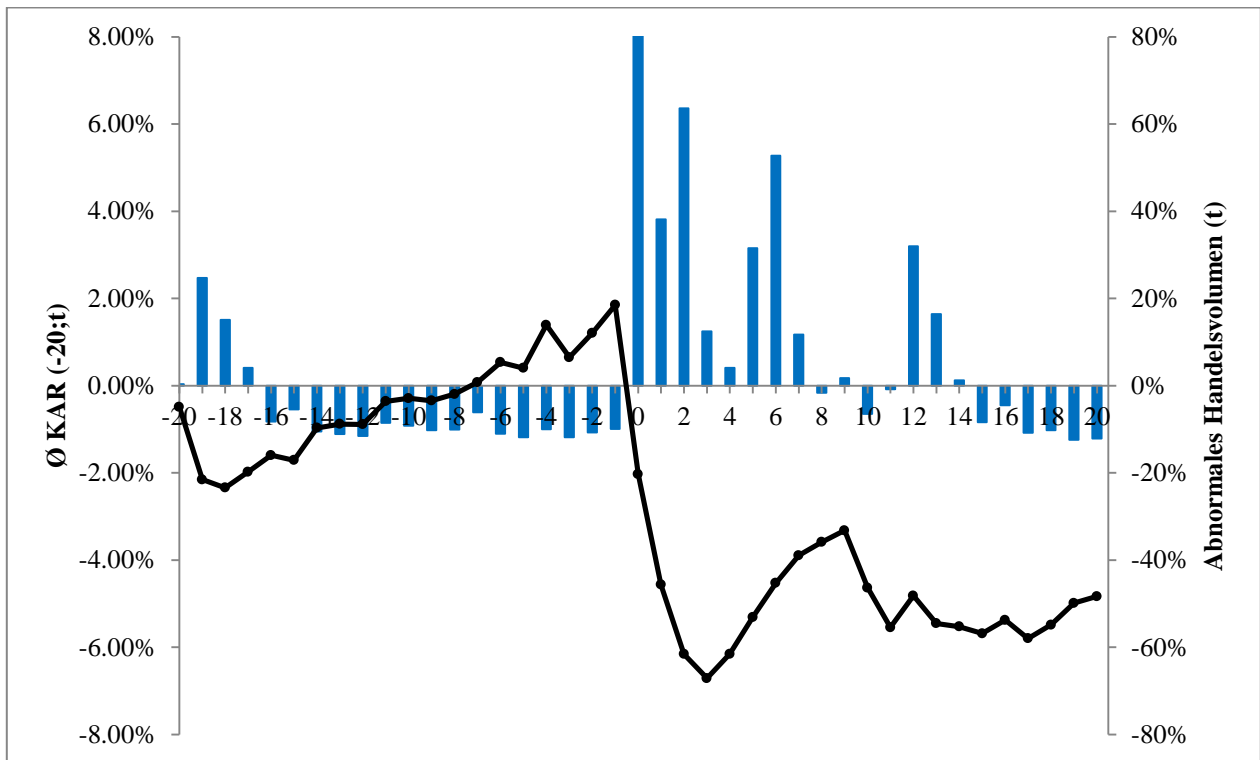


Abbildung 2 illustriert die Werteffekte aller Delisting Ankündigungen gemessen als durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite ( $\bar{\text{Ø KAR}}$ ) für das Ereignisfenster (-20; +20). Für jeden Tag des Ereignisfensters, angefangen beim Tag -20 (relativ zum Ereignistag 0), wird die Summe der durchschnittlichen abnormalen Renditen ( $\bar{\text{Ø AR}}$ ) dargestellt (d.h. es wird für jeden Tag nach dem Tag -20 die Summe der durchschnittlichen abnormalen Renditen des jeweiligen Tages und der Vortage (bis Tag -20) gezeigt). Zusätzlich wird für jeden Tag das durchschnittliche abnormale Handelsvolumen angegeben. Das Handelsvolumen wird in Stück relativ zur Gesamtzahl der Aktien gemessen. Das abnormale Handelsvolumen wird in der log-transformierten Form nach Campbell und Wasley (1996) berechnet.

**Abbildung 3: Entwicklung der durchschnittlichen Geld-Brief-Spanne nach dem Downlisting**

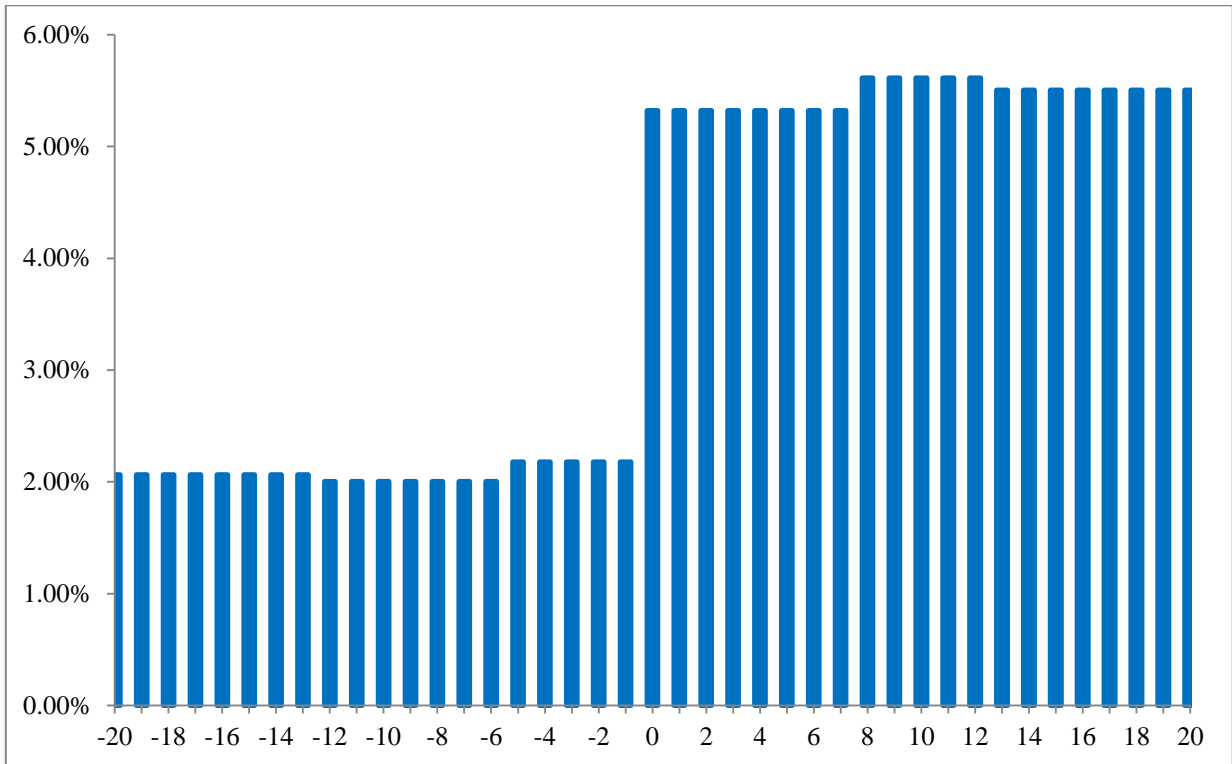


Abbildung 3 zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen geschätzten Geld-Brief-Spanne für 20 Tage vor und 20 Tage nach dem effektiven Downlisting. Die Geld-Brief-Spannen werden unter Verwendung des Schätzers von Corwin und Schultz (2011) in der exakten Form mit Korrektur für Übernacht-Preisanpassungen berechnet.

## Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

### Panel A: Delisting Sample vs. CDAX

	Mittelwert			Median		
	Delisting	CDAX		Delisting	CDAX	
ln(Marktkapitalisierung)	4.15	4.62		4.02	4.61	
Kurs-Buchwert-Verhältnis	1.97	1.85		1.21	1.23	
Verschuldungsgrad	20.74%	37.53%	*	10.98%	28.42%	**
Ø tägliches Handelsvolumen (in Tsd. €)	1,097.95	16,223.39	***	18.11	73.33	***
Ø tägliches Handelsvolumen (in Tsd. Stück)	136.26	976.76	***	3.00	18.00	***
Streubesitz	29.75%	49.45%	***	15.93%	30.06%	***

Tabelle 1 Panel A enthält deskriptive Statistiken für Unternehmen, die zwischen dem Frosta Urteil und dem 31.05.2015 ein freiwilliges Delisting angekündigt haben, und dem CDAX (Indexzusammensetzung von 02.01.2013) als Vergleichsgruppe zum 02.01.2013. Die Marktkapitalisierung, das Kurs-Buchwert-Verhältnis und der Verschuldungsgrad sind aus *Thomson Reuters Datastream*. Angaben zum Handelsvolumen entstammen der *MiFID-Datenbank der ESMA*. Der Streubesitz wurde anhand der Definition der Deutschen Börse aus Geschäftsberichten, dem *Hoppenstedt Aktienführer* und Indexstatistiken berechnet.

### Panel B: Delisting Sample zum Jahresbeginn 2013 und dem 21. Handelstag vor der Ankündigung des Delistings

	Mittelwert			Median		
	02.01.2013	-21 Handelstage		02.01.2013	-21 Handelstage	
ln(Marktkapitalisierung)	4.15	4.33		4.02	4.18	
Kurs-Buchwert-Verhältnis	1.97	2.16		1.21	1.89	
Streubesitz	29.75%	20.91%	**	15.93%	10.00%	*

Tabelle 1 Panel B enthält deskriptive Statistiken für Unternehmen, die zwischen dem Frosta Urteil und dem 31.05.2015 ein freiwilliges Delisting angekündigt haben. Die Werte wurden zum Jahresbeginn 2013 und 21 Handelstage vor der Ankündigung des freiwilligen Delistings erhoben. Die Marktkapitalisierung und das Kurs-Buchwert-Verhältnis sind aus *Thomson Reuters Datastream*. Der Streubesitz wurde anhand der Definition der Deutschen Börse aus Geschäftsberichten, dem *Hoppenstedt Aktienführer*, *DGAP-Stimmrechtsmeldungen* und Indexstatistiken berechnet.

**Panel C: Anteil des größten Aktionärs zum 21. Handelstag vor der Ankündigung des Delistings**

Anteil des größten Aktionärs	absolut	relativ
Anteil < 25%	2	8%
25% ≤ Anteil < 50%	4	17%
50% ≤ Anteil < 75%	2	8%
Anteil ≥ 75%	16	67%

Tabelle 1 Panel C enthält die Verteilung des Anteils des größten Aktionärs für Unternehmen, die zwischen dem Frosta Urteil und dem 31.05.2015 ein freiwilliges Delisting angekündigt haben. Die Anteile wurden auf Basis von Geschäftsberichten, dem *Hoppenstedt Aktienführer* und *DGAP-Stimmrechtsmeldungen* zum 21. Handelstag vor der Ankündigung des Delistings berechnet.

**Tabelle 2: Ereignisstudie - Ankündigung Delisting**

**Panel A: Alle Delistings**

Ereignisfenster	ØKAR	Pos : Neg	t-Test	CS-Error	Patell z	BMP	Corrado	Gen. Sign
(0)	-3.88%	4:20	-5.4735 ***	-3.6555 ***	-8.7971 ***	-3.7292 ***	-4.1540 ***	-3.2106 ***
(1)	-2.53%	12:12	-3.5771 ***	-1.3504	-2.3479 ***	-0.9374	-1.3816	-0.3457
(0;1)	-6.41%	6:18	-6.3997 ***	-3.0733 ***	-7.8807 ***	-3.2958 ***	-3.9143 ***	-2.8013 ***
(-1;0)	-3.23%	5:19	-3.2265 ***	-3.2735 ***	-6.1417 ***	-3.2152 ***	-3.0579 ***	-3.2106 ***
(-1;1)	-5.77%	5:19	-4.6996 ***	-2.8718 ***	-6.3703 ***	-3.1914 ***	-3.2944 ***	-3.2106 ***
(-20;-1)	1.85%	13:11	0.5837	0.9055	0.2906	0.4073	0.4793	0.0636
(2;20)	-0.27%	10:14	-0.0877	-0.1796	-0.872	-1.419	0.1217	-1.1642

**Panel B: Teilstichprobe Downlisting**

Ereignisfenster	ØKAR	Pos : Neg	t-Test	CS-Error	Patell z	BMP	Corrado	Gen. Sign
(0)	0.27%	4:4	0.1865	0.2443	0.0759	0.0606	0.4914	-0.0904
(1)	-1.41%	6:2	-0.9762	-0.6649	-3.3337 ***	-0.8512	0.4328	1.3245
(0;1)	-1.14%	6:2	-0.5584	-0.4168	-2.4110 ***	-0.8143	0.6535	1.3245
(-1;0)	1.64%	4:4	0.8006	0.7363	0.7599	0.5219	1.1922	-0.0904
(-1;1)	0.23%	5:3	0.0900	0.1244	-1.3043	-0.4717	1.2234	0.6171
(-20;-1)	2.63%	4:4	0.4056	0.9780	0.1558	0.3278	0.0713	-0.0904
(2...20)	2.70%	6:2	0.3523	0.2205	1.2631	1.3350	2.2148 **	1.2581

Tabelle 2 bietet einen Überblick über die Werteffekte aller Delisting Ankündigungen. Panel A berücksichtigt aller Delisting Ankündigungen. Hierbei handelt es sich um insgesamt 24 Ad-hoc-Mitteilungen. Panel B bezieht sich auf die Teilstichprobe aller Downlisting Ankündigungen. Als Downlisting definieren wir einen Wechsel in den Freiverkehr (z.B. Entry Standard, m:access), der zusammen mit der Ankündigung des Widerrufs der Börsenzulassung zum regulierten Markt bekannt gegeben wird. Hierbei handelt es sich um insgesamt 8 Ad-hoc-Mitteilungen. ØKAR steht für die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite (für das jeweilige Ereignisfenster). Pos:Neg gibt die Anzahl an positiven bzw. negativen durchschnittlichen kumulierten abnormalen Renditen (für das jeweilige Ereignisfenster) an. Die Teststatistiken der Signifikanztests nach Brown und Warner (1985) (t-Test und Cross-Sectional Error Test), nach Patell (1976) (Patell z), nach Boehmer, Musumeci und Poulsen (1991) (BMP) sowie nach Corrado (1989) (Corrado) und Cowan (1992) (Gen. Sign Test) werden berichtet. Die Teststatistiken geben an, ob die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite (für das jeweilige Ereignisfenster) statistisch signifikant verschieden von Null ist. \*\*\*, \*\* und \* stehen für statistische Signifikanz auf dem 1%-, dem 5%- bzw. dem 10%-Niveau.

**Tabelle 3: Querschnittsregression - Ankündigung Delisting**

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ØGeld-Brief-Spanne	-2.1933				-2.2498	-2.2023
Streubesitz		0.0306			-0.0197	
Anteil größter Aktionär			0.0739			0.0644
Downlisting Dummy				0.0965 ***	0.1193 ***	0.0816 **
Konstante	-0.0143	-0.061 ***	-0.0764	-0.0869 ***	-0.0507	-0.0611
Adjustiertes R <sup>2</sup>	15.64%	0.41%	1.21%	24.79%	32.54%	34.02%
Anzahl Beobachtungen	21	21	21	21	21	21

Tabelle 3 beinhaltet die Ergebnisse der Querschnittsregression der Werteffekte. Abhängige Variable ist die kumulierte abnormale Rendite für den Zeitraum von -1 bis 1, wobei 0 der Tag der Ankündigung des Delistings ist. Die Geld-Brief-Spannen werden unter Verwendung des Schätzers von Corwin und Schultz (2012) in der exakten Form mit Korrektur für Übernacht-Preisanpassungen berechnet. Hierbei wird der Durchschnittswert über das Schätzfenster, das 200 Handelstage vor der Ankündigung beginnt und 21 Handelstage vor der Ankündigung endet, verwendet. Der Anteil des größten Aktionärs wurde auf Basis von Geschäftsberichten, dem *Hoppenstedt Aktienführer* und *DGAP-Stimmrechtsmeldungen* zum 21. Handelstag vor der Ankündigung des Delistings berechnet. Der Streubesitz wurde anhand der Definition der Deutschen Börse aus Geschäftsberichten, dem Hoppenstedt Aktienführer, DGAP-Stimmrechtsmeldungen und Indexstatistiken berechnet. Der Downlisting Dummy ist ein Binärvariable, die den Wert eins erhält, wenn ein Wechsel in den Freiverkehr (z.B. Entry Standard, m:access) zusammen mit der Ankündigung des Widerrufs der Börsenzulassung zum regulierten Markt bekannt gegeben wird.



CFR Working Papers are available for download from [www.cfr-cologne.de](http://www.cfr-cologne.de).

Hardcopies can be ordered from: Centre for Financial Research (CFR),  
Albertus Magnus Platz, 50923 Koeln, Germany.

## 2016

No.	Author(s)	Title
16-01	G. Cici, S. Gibson, C. Rosenfeld	Cross-Company Effects of Common Ownership: Dealings Between Borrowers and Lenders With a Common Blockholder

## 2015

No.	Author(s)	Title
15-17	O. Korn, L. Kuntz	Low-Beta Investment Strategies
15-16	D. Blake, A.G. Rossi, A. Timmermann, I. Tonks, R. Wermers	Network Centrality and Pension Fund Performance
15-15	S. Jank, E. Smajbegovic	Dissecting Short-Sale Performance: Evidence from Large Position Disclosures
15-14	M. Doumet, P. Limbach, E. Theissen	Ich bin dann mal weg: Werteffekte von Delistings deutscher Aktiengesellschaften nach dem Frost-Urteil
15-13	G. Borisova, P.K. Yadav	Government Ownership, Informed Trading and Private Information
15-12	V. Agarwal, G.O. Aragon, Z. Shi	Funding Liquidity Risk of Funds of Hedge Funds: Evidence from their Holdings
15-11	L. Ederington, W. Guan, P.K. Yadav	Dealer spreads in the corporate Bond Market: Agent vs. Market-Making Roles
15-10	J.R. Black, D. Stock, P.K. Yadav	The Pricing of Different Dimensions of Liquidity: Evidence from Government Guaranteed Bank Bonds
15-09	V. Agarwal, H. Zhao	Interfund lending in mutual fund families: Role of internal capital markets
15-08	V. Agarwal, T. C. Green, H. Ren	Alpha or Beta in the Eye of the Beholder: What drives Hedge Fund Flows?
15-07	V. Agarwal, S. Ruenzi, F. Weigert	Tail risk in hedge funds: A unique view from portfolio holdings
15-06	C. Lan, F. Moneta, R. Wermers	Mutual Fund Investment Horizon and Performance

15-05	L.K. Dahm, C. Sorhage	Milk or Wine: Mutual Funds' (Dis)economies of Life
15-04	A. Kempf, D. Mayston, M. Gehde-Trapp, P. K. Yadav	Resiliency: A Dynamic View of Liquidity
15-03	V. Agarwal, Y. E. Arisoy, N. Y. Naik	Volatility of Aggregate Volatility and Hedge Funds Returns
15-02	G. Cici, S. Jaspersen, A. Kempf	Speed of Information Diffusion within Fund Families
15-01	M. Baltzer, S. Jank, E. Smajlbegovic	Who trades on momentum?

## 2014

No.	Author(s)	Title
14-14	G. Cici, L. K. Dahm, A. Kempf	Trading Efficiency of Fund Families: Impact on Fund Performance and Investment Behavior
14-13	V. Agarwal, Y. Lu, S. Ray	Under one roof: A study of simultaneously managed hedge funds and funds of hedge funds
14-12	P. Limbach, F. Sonnenburg	Does CEO Fitness Matter?
14-11	G. Cici, M. Gehde-Trapp, M. Göricke, A. Kempf	What They Did in their Previous Life: The Investment Value of Mutual Fund Managers' Experience outside the Financial Sector
14-10	O. Korn, P. Krischak, E. Theissen	Illiquidity Transmission from Spot to Futures Markets
14-09	E. Theissen, L. S. Zehnder	Estimation of Trading Costs: Trade Indicator Models Revisited
14-08	C. Fink, E. Theissen	Dividend Taxation and DAX Futures Prices
14-07	F. Brinkmann, O. Korn	Risk-adjusted Option-implied Moments
14-06	J. Grammig, J. Sönksen	Consumption-Based Asset Pricing with Rare Disaster Risk
14-05	J. Grammig, E. Schaub	Give me strong moments and time – Combining GMM and SMM to estimate long-run risk asset pricing
14-04	C. Sorhage	Outsourcing of Mutual Funds' Non-core Competencies
14-03	D. Hess, P. Immenkötter	How Much Is Too Much? Debt Capacity And Financial Flexibility
14-02	C. Andres, M. Doumet, E. Fernau, E. Theissen	The Lintner model revisited: Dividends versus total payouts
14-01	N.F. Carline, S. C. Linn, P. K. Yadav	Corporate Governance and the Nature of Takeover Resistance

## 2013

No.	Author(s)	Title
13-11	R. Baule, O. Korn, S. Saßning	Which Beta is Best? On the Information Content of Option-implied Betas
13-10	V. Agarwal, L. Ma, K. Mullally	Managerial Multitasking in the Mutual Fund Industry
13-09	M. J. Kamstra, L.A. Kramer, M.D. Levi, R. Wermers	Seasonal Asset Allocation: Evidence from Mutual Fund Flows
13-08	F. Brinkmann, A. Kempf, O. Korn	Forward-Looking Measures of Higher-Order Dependencies with an Application to Portfolio Selection
13-07	G. Cici, S. Gibson, Y. Gunduz, J.J. Merrick, Jr.	Market Transparency and the Marking Precision of Bond Mutual Fund Managers
13-06	S. Bethke, M. Gehde-Trapp, A. Kempf	Investor Sentiment, Flight-to-Quality, and Corporate Bond Comovement
13-05	P. Schuster, M. Trapp, M. Uhrig-Homburg	A Heterogeneous Agents Equilibrium Model for the Term Structure of Bond Market Liquidity
13-04	V. Agarwal, K. Mullally, Y. Tang, B. Yang	Mandatory Portfolio Disclosure, Stock Liquidity, and Mutual Fund Performance
13-03	V. Agarwal, V. Nanda, S. Ray	Institutional Investment and Intermediation in the Hedge Fund Industry
13-02	C. Andres, A. Betzer, M. Doumet, E. Theissen	Open Market Share Repurchases in Germany: A Conditional Event Study Approach
13-01	J. Gaul, E. Theissen	A Partially Linear Approach to Modelling the Dynamics of Spot and Futures Price

## 2012

No.	Author(s)	Title
12-12	M. Gehde-Trapp, Y. Gündüz, J. Nasev	The liquidity premium in CDS transaction prices: Do frictions matter?
12-11	Y. Wu, R. Wermers, J. Zechner	Governance and Shareholder Value in Delegated Portfolio Management: The Case of Closed-End Funds
12-10	M. Trapp, C. Wewel	Transatlantic Systemic Risk
12-09	G. Cici, A. Kempf, C. SORHAGE	Do Financial Advisors Provide Tangible Benefits for Investors? Evidence from Tax-Motivated Mutual Fund Flows
12-08	S. Jank	Changes in the composition of publicly traded firms: Implications for the dividend-price ratio and return predictability
12-07	G. Cici, C. Rosenfeld	A Study of Analyst-Run Mutual Funds: The Abilities and Roles of Buy-Side Analysts
12-06	A. Kempf, A. Pütz, F. Sonnenburg	Fund Manager Duality: Impact on Performance and Investment Behavior
12-05	R. Wermers	Runs on Money Market Mutual Funds

12-04	R. Wermers	A matter of style: The causes and consequences of style drift in institutional portfolios
12-02	C. Andres, E. Fernau, E. Theissen	Should I Stay or Should I Go? Former CEOs as Monitors
12-01	L. Andreu, A. Pütz	Choosing two business degrees versus choosing one: What does it tell about mutual fund managers' investment behavior?

## 2011

No.	Author(s)	Title
11-16	V. Agarwal, J.-P. Gómez, R. Priestley	Management Compensation and Market Timing under Portfolio Constraints
11-15	T. Dimpfl, S. Jank	Can Internet Search Queries Help to Predict Stock Market Volatility?
11-14	P. Gomber, U. Schweickert, E. Theissen	Liquidity Dynamics in an Electronic Open Limit Order Book: An Event Study Approach
11-13	D. Hess, S. Orbe	Irrationality or Efficiency of Macroeconomic Survey Forecasts? Implications from the Anchoring Bias Test
11-12	D. Hess, P. Immenkötter	Optimal Leverage, its Benefits, and the Business Cycle
11-11	N. Heinrichs, D. Hess, C. Homburg, M. Lorenz, S. Sievers	Extended Dividend, Cash Flow and Residual Income Valuation Models – Accounting for Deviations from Ideal Conditions
11-10	A. Kempf, O. Korn, S. Saßning	Portfolio Optimization using Forward - Looking Information
11-09	V. Agarwal, S. Ray	Determinants and Implications of Fee Changes in the Hedge Fund Industry
11-08	G. Cici, L.-F. Palacios	On the Use of Options by Mutual Funds: Do They Know What They Are Doing?
11-07	V. Agarwal, G. D. Gay, L. Ling	Performance inconsistency in mutual funds: An investigation of window-dressing behavior
11-06	N. Hautsch, D. Hess, D. Veredas	The Impact of Macroeconomic News on Quote Adjustments, Noise, and Informational Volatility
11-05	G. Cici	The Prevalence of the Disposition Effect in Mutual Funds' Trades
11-04	S. Jank	Mutual Fund Flows, Expected Returns and the Real Economy
11-03	G.Fellner, E.Theissen	Short Sale Constraints, Divergence of Opinion and Asset Value: Evidence from the Laboratory
11-02	S.Jank	Are There Disadvantaged Clienteles in Mutual Funds?
11-01	V. Agarwal, C. Meneghetti	The Role of Hedge Funds as Primary Lenders

## 2010

No.	Author(s)	Title
10-20	G. Cici, S. Gibson, J.J. Merrick Jr.	Missing the Marks? Dispersion in Corporate Bond Valuations Across Mutual Funds

10-19	J. Hengelbrock, E. Theissen, C. Westheide	Market Response to Investor Sentiment
10-18	G. Cici, S. Gibson	The Performance of Corporate-Bond Mutual Funds: Evidence Based on Security-Level Holdings
10-17	D. Hess, D. Kreutzmann, O. Pucker	Projected Earnings Accuracy and the Profitability of Stock Recommendations
10-16	S. Jank, M. Wedow	Sturm und Drang in Money Market Funds: When Money Market Funds Cease to Be Narrow
10-15	G. Cici, A. Kempf, A. Puetz	The Valuation of Hedge Funds' Equity Positions
10-14	J. Grammig, S. Jank	Creative Destruction and Asset Prices
10-13	S. Jank, M. Wedow	Purchase and Redemption Decisions of Mutual Fund Investors and the Role of Fund Families
10-12	S. Artmann, P. Finter, A. Kempf, S. Koch, E. Theissen	The Cross-Section of German Stock Returns: New Data and New Evidence
10-11	M. Chesney, A. Kempf	The Value of Tradeability
10-10	S. Frey, P. Herbst	The Influence of Buy-side Analysts on Mutual Fund Trading
10-09	V. Agarwal, W. Jiang, Y. Tang, B. Yang	Uncovering Hedge Fund Skill from the Portfolio Holdings They Hide
10-08	V. Agarwal, V. Fos, W. Jiang	Inferring Reporting Biases in Hedge Fund Databases from Hedge Fund Equity Holdings
10-07	V. Agarwal, G. Bakshi, J. Huij	Do Higher-Moment Equity Risks Explain Hedge Fund Returns?
10-06	J. Grammig, F. J. Peter	Tell-Tale Tails: A data driven approach to estimate unique market information shares
10-05	K. Drachter, A. Kempf	Höhe, Struktur und Determinanten der Managervergütung- Eine Analyse der Fondsbranche in Deutschland
10-04	J. Fang, A. Kempf, M. Trapp	Fund Manager Allocation
10-03	P. Finter, A. Niessen- Ruenzi, S. Ruenzi	The Impact of Investor Sentiment on the German Stock Market
10-02	D. Hunter, E. Kandel, S. Kandel, R. Wermers	Mutual Fund Performance Evaluation with Active Peer Benchmarks
10-01	S. Artmann, P. Finter, A. Kempf	Determinants of Expected Stock Returns: Large Sample Evidence from the German Market

## 2009

No.	Author(s)	Title
09-17	E. Theissen	Price Discovery in Spot and Futures Markets: A Reconsideration
09-16	M. Trapp	Trading the Bond-CDS Basis – The Role of Credit Risk and Liquidity
09-15	A. Betzer, J. Gider, D. Metzger, E. Theissen	Strategic Trading and Trade Reporting by Corporate Insiders

09-14	A. Kempf, O. Korn, M. Uhrig-Homburg	The Term Structure of Illiquidity Premia
09-13	W. Bühler, M. Trapp	Time-Varying Credit Risk and Liquidity Premia in Bond and CDS Markets
09-12	W. Bühler, M. Trapp	Explaining the Bond-CDS Basis – The Role of Credit Risk and Liquidity
09-11	S. J. Taylor, P. K. Yadav, Y. Zhang	Cross-sectional analysis of risk-neutral skewness
09-10	A. Kempf, C. Merkle, A. Niessen-Ruenzi	Low Risk and High Return – Affective Attitudes and Stock Market Expectations
09-09	V. Fotak, V. Raman, P. K. Yadav	Naked Short Selling: The Emperor`s New Clothes?
09-08	F. Bardong, S.M. Bartram, P.K. Yadav	Informed Trading, Information Asymmetry and Pricing of Information Risk: Empirical Evidence from the NYSE
09-07	S. J. Taylor , P. K. Yadav, Y. Zhang	The information content of implied volatilities and model-free volatility expectations: Evidence from options written on individual stocks
09-06	S. Frey, P. Sandas	The Impact of Iceberg Orders in Limit Order Books
09-05	H. Beltran-Lopez, P. Giot, J. Grammig	Commonalities in the Order Book
09-04	J. Fang, S. Ruenzi	Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft
09-03	A. Banegas, B. Gillen, A. Timmermann, R. Wermers	The Cross-Section of Conditional Mutual Fund Performance in European Stock Markets
09-02	J. Grammig, A. Schrimpf, M. Schuppli	Long-Horizon Consumption Risk and the Cross-Section of Returns: New Tests and International Evidence
09-01	O. Korn, P. Koziol	The Term Structure of Currency Hedge Ratios

## 2008

No.	Author(s)	Title
08-12	U. Bonenkamp, C. Homburg, A. Kempf	Fundamental Information in Technical Trading Strategies
08-11	O. Korn	Risk Management with Default-risky Forwards
08-10	J. Grammig, F.J. Peter	International Price Discovery in the Presence of Market Microstructure Effects
08-09	C. M. Kuhnen, A. Niessen	Public Opinion and Executive Compensation
08-08	A. Pütz, S. Ruenzi	Overconfidence among Professional Investors: Evidence from Mutual Fund Managers
08-07	P. Osthoff	What matters to SRI investors?
08-06	A. Betzer, E. Theissen	Sooner Or Later: Delays in Trade Reporting by Corporate Insiders
08-05	P. Linge, E. Theissen	Determinanten der Aktionärspräsenz auf Hauptversammlungen deutscher Aktiengesellschaften
08-04	N. Hautsch, D. Hess, C. Müller	Price Adjustment to News with Uncertain Precision

08-03	D. Hess, H. Huang, A. Niessen	How Do Commodity Futures Respond to Macroeconomic News?
08-02	R. Chakrabarti, W. Megginson, P. Yadav	Corporate Governance in India
08-01	C. Andres, E. Theissen	Setting a Fox to Keep the Geese - Does the Comply-or-Explain Principle Work?

## 2007

No.	Author(s)	Title
07-16	M. Bär, A. Niessen, S. Ruenzi	The Impact of Work Group Diversity on Performance: Large Sample Evidence from the Mutual Fund Industry
07-15	A. Niessen, S. Ruenzi	Political Connectedness and Firm Performance: Evidence From Germany
07-14	O. Korn	Hedging Price Risk when Payment Dates are Uncertain
07-13	A.Kempf, P. Osthoff	SRI Funds: Nomen est Omen
07-12	J. Grammig, E. Theissen, O. Wuensche	Time and Price Impact of a Trade: A Structural Approach
07-11	V. Agarwal, J. R. Kale	On the Relative Performance of Multi-Strategy and Funds of Hedge Funds
07-10	M. Kasch-Haroutounian, E. Theissen	Competition Between Exchanges: Euronext versus Xetra
07-09	V. Agarwal, N. D. Daniel, N. Y. Naik	Do hedge funds manage their reported returns?
07-08	N. C. Brown, K. D. Wei, R. Wermers	Analyst Recommendations, Mutual Fund Herding, and Overreaction in Stock Prices
07-07	A. Betzer, E. Theissen	Insider Trading and Corporate Governance: The Case of Germany
07-06	V. Agarwal, L. Wang	Transaction Costs and Value Premium
07-05	J. Grammig, A. Schrimpf	Asset Pricing with a Reference Level of Consumption: New Evidence from the Cross-Section of Stock Returns
07-04	V. Agarwal, N.M. Boyson, N.Y. Naik	Hedge Funds for retail investors? An examination of hedged mutual funds
07-03	D. Hess, A. Niessen	The Early News Catches the Attention: On the Relative Price Impact of Similar Economic Indicators
07-02	A. Kempf, S. Ruenzi, T. Thiele	Employment Risk, Compensation Incentives and Managerial Risk Taking - Evidence from the Mutual Fund Industry -
07-01	M. Hagemeister, A. Kempf	CAPM und erwartete Renditen: Eine Untersuchung auf Basis der Erwartung von Marktteilnehmern

## 2006

No.	Author(s)	Title
06-13	S. Čeljo-Hörhager, A. Niessen	How do Self-fulfilling Prophecies affect Financial Ratings? - An experimental study

06-12	R. Wermers, Y. Wu, J. Zechner	Portfolio Performance, Discount Dynamics, and the Turnover of Closed-End Fund Managers
06-11	U. v. Lilienfeld-Toal, S. Ruenzi	Why Managers Hold Shares of Their Firm: An Empirical Analysis
06-10	A. Kempf, P. Osthoff	The Effect of Socially Responsible Investing on Portfolio Performance
06-09	R. Wermers, T. Yao, J. Zhao	Extracting Stock Selection Information from Mutual Fund holdings: An Efficient Aggregation Approach
06-08	M. Hoffmann, B. Kempa	The Poole Analysis in the New Open Economy Macroeconomic Framework
06-07	K. Drachter, A. Kempf, M. Wagner	Decision Processes in German Mutual Fund Companies: Evidence from a Telephone Survey
06-06	J.P. Krahnert, F.A. Schmid, E. Theissen	Investment Performance and Market Share: A Study of the German Mutual Fund Industry
06-05	S. Ber, S. Ruenzi	On the Usability of Synthetic Measures of Mutual Fund Net-Flows
06-04	A. Kempf, D. Mayston	Liquidity Commonality Beyond Best Prices
06-03	O. Korn, C. Koziol	Bond Portfolio Optimization: A Risk-Return Approach
06-02	O. Scaillet, L. Barras, R. Wermers	False Discoveries in Mutual Fund Performance: Measuring Luck in Estimated Alphas
06-01	A. Niessen, S. Ruenzi	Sex Matters: Gender Differences in a Professional Setting

## 2005

No.	Author(s)	Title
05-16	E. Theissen	An Analysis of Private Investors' Stock Market Return Forecasts
05-15	T. Foucault, S. Moinas, E. Theissen	Does Anonymity Matter in Electronic Limit Order Markets
05-14	R. Kosowski, A. Timmermann, R. Wermers, H. White	Can Mutual Fund „Stars“ Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis
05-13	D. Avramov, R. Wermers	Investing in Mutual Funds when Returns are Predictable
05-12	K. Griese, A. Kempf	Liquiditätsdynamik am deutschen Aktienmarkt
05-11	S. Ber, A. Kempf, S. Ruenzi	Determinanten der Mittelzuflüsse bei deutschen Aktienfonds
05-10	M. Bär, A. Kempf, S. Ruenzi	Is a Team Different From the Sum of Its Parts? Evidence from Mutual Fund Managers
05-09	M. Hoffmann	Saving, Investment and the Net Foreign Asset Position
05-08	S. Ruenzi	Mutual Fund Growth in Standard and Specialist Market Segments
05-07	A. Kempf, S. Ruenzi	Status Quo Bias and the Number of Alternatives - An Empirical Illustration from the Mutual Fund Industry
05-06	J. Grammig, E. Theissen	Is Best Really Better? Internalization of Orders in an Open Limit Order Book
05-05	H. Beltran-Lopez, J. Grammig, A.J. Menkveld	Limit order books and trade informativeness
05-04	M. Hoffmann	Compensating Wages under different Exchange rate Regimes



05-03	M. Hoffmann	Fixed versus Flexible Exchange Rates: Evidence from Developing Countries
05-02	A. Kempf, C. Memmel	Estimating the Global Minimum Variance Portfolio
05-01	S. Frey, J. Grammig	Liquidity supply and adverse selection in a pure limit order book market

## 2004

No.	Author(s)	Title
04-10	N. Hautsch, D. Hess	Bayesian Learning in Financial Markets – Testing for the Relevance of Information Precision in Price Discovery
04-09	A. Kempf, K. Kreuzberg	Portfolio Disclosure, Portfolio Selection and Mutual Fund Performance Evaluation
04-08	N.F. Carline, S.C. Linn, P.K. Yadav	Operating performance changes associated with corporate mergers and the role of corporate governance
04-07	J.J. Merrick, Jr., N.Y. Naik, P.K. Yadav	Strategic Trading Behaviour and Price Distortion in a Manipulated Market: Anatomy of a Squeeze
04-06	N.Y. Naik, P.K. Yadav	Trading Costs of Public Investors with Obligatory and Voluntary Market-Making: Evidence from Market Reforms
04-05	A. Kempf, S. Ruenzi	Family Matters: Rankings Within Fund Families and Fund Inflows
04-04	V. Agarwal, N.D. Daniel, N.Y. Naik	Role of Managerial Incentives and Discretion in Hedge Fund Performance
04-03	V. Agarwal, W.H. Fung, J.C. Loon, N.Y. Naik	Risk and Return in Convertible Arbitrage: Evidence from the Convertible Bond Market
04-02	A. Kempf, S. Ruenzi	Tournaments in Mutual Fund Families
04-01	I. Chowdhury, M. Hoffmann, A. Schabert	Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission



centre for financial research  
cfr/university of cologne  
albertus-magnus-platz  
D-50923 cologne  
fon +49(0)221-470-6995  
fax +49(0)221-470-3992  
kempf@cfr-cologne.de  
www.cfr-cologne.de