

Walter, Andreas; Eisele, Florian

**Working Paper**

## Kurswertreaktionen auf die Ankündigung von Going Private : Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt

Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 274

**Provided in Cooperation with:**

University of Tuebingen, Faculty of Economics and Social Sciences, School of Business and Economics

*Suggested Citation:* Walter, Andreas; Eisele, Florian (2003) : Kurswertreaktionen auf die Ankündigung von Going Private : Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt, Tübinger Diskussionsbeiträge, No. 274, Eberhard Karls Universität Tübingen, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Tübingen, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:21-opus-18380>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/22074>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät  
der Eberhard-Karls-Universität Tübingen

**Kurswertreaktionen auf die Ankündigung  
von Going Private-Transaktionen  
am deutschen Kapitalmarkt**

Florian Eisele und Andreas Walter

Tübinger Diskussionsbeitrag Nr. 274  
Dezember 2003

Wirtschaftswissenschaftliches Seminar  
Mohlstraße 36, D-72074 Tübingen

# Kurswertreaktionen auf die Ankündigung von Going Private- Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt

Florian Eisele und Andreas Walter\*

## 1 Einführung

Nachdem in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre Hunderte Unternehmen in einem Going Public den Weg an die deutschen Börsen suchten, ist in den letzten Jahren das Interesse an der Emission von Unternehmensanteilen stark geschwunden<sup>1</sup>. Vielmehr ist in jüngster Zeit in einem gegenläufigen Trend zu beobachten, dass sich immer mehr einst börsennotierte Unternehmen von der Börse zurückziehen<sup>2</sup>. In dieser unter dem Begriff Going Private bekannten Kapitalmarkttransaktion werden die Unternehmensanteile zunächst auf einen geschlossenen Gesellschafterkreis konzentriert und letztlich die öffentliche Notierung der Aktien an der Börse eingestellt.

Ein Going Private hat als konstitutive Unternehmensentscheidung regelmäßig auch Auswirkungen auf den inneren Wert der betroffenen Gesellschaft. Damit verbundene positive Effekte dürften vor allem in der Beseitigung inadäquater Kontroll- und Anreizstrukturen, der Einsparung von direkten und indirekten Notierungskosten sowie der Verminderung von Publizitätspflichten liegen. Andererseits führt die Einstellung der Notierung zu einem dauerhaften Verlust des Zugangs zum öffentlichen Markt für Eigenkapital. Akzeptiert man die Börsenkursentwicklung als einen möglichen Indikator für die Veränderung des inneren Werts eines Unternehmens, so lässt deren Analyse – unter Berücksichtigung potenziell bestehender Umverteilungseffekte – Rückschlüsse auf den erwarteten Wertbeitrag zu, den ein Going Private generiert. Eine ökonomisch interessante Fragestellung ist daher, ob es durch die Ankündigung des Going Private zu einer Kapitalmarktreaktion kommt. Die Richtung und das Ausmaß eines möglichen Ankündigungseffektes kann mit Hilfe einer Ereignisstudie bestimmt werden. Hier-

---

\* Die Verfasser danken Werner Neus, Joachim Grammig und Gerhard Kling für wertvolle Anregungen und Hinweise.

<sup>1</sup> Vgl. *Neuhaus/Schremper* (2003), S. 450 f.

<sup>2</sup> Vgl. *Eisele/Götz/Walter* (2003b), S. 841.

bei wird die Kurswertreaktion durch die kumulierten abnormalen Renditen berechnet, die durch die Going Private-Ankündigung verursacht werden.

Untersuchungen für den US-amerikanischen Going Private-Markt der 1970er und 1980er Jahre kommen zu dem Ergebnis, dass es durch eine Going Private-Ankündigung zu einem starken Anstieg des Börsenwerts kommt. Die erste umfassende Studie zu Börsenrückzügen vom US-amerikanischen Kapitalmarkt von *DeAngelo/DeAngelo/Rice* (1984) ermittelt für den Zeitraum zwischen 1973 bis 1980 eine durch die Going Private-Ankündigungen induzierte durchschnittliche Kurswertreaktion am Ankündigungstag von über 22 %. Für das gesamte 81-tägige Ereignisfenster resultiert gar eine kumulierte abnormale Rendite (CAR) von knapp 30 %. *Lehn/Poulsen* (1989) stellen ebenfalls positive Kurswertreaktionen von über 20 % in einem Ereignisfenster von 20 Tagen vor bis 20 Tagen nach dem Ankündigungstag von Going Private-Transaktionen in den Jahren 1980 bis 1987 fest. Spätere Beiträge für den US-amerikanischen Kapitalmarkt bestätigen die mit der Ankündigung eines Börsenrückzugs verbundenen hohen abnormalen Renditen<sup>3</sup>.

Für den bislang weitgehend unerforschten deutschen Kapitalmarkt existiert bis dato keine entsprechende Studie<sup>4</sup>. Die vorliegende Untersuchung zielt daher darauf ab, die mit einer Going Private-Ankündigung verbundene Kapitalmarktreaktion an deutschen Börsen für den Zeitraum von 1995 bis 2002 zu analysieren und damit die bestehende Forschungslücke zu schließen.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. In Abschnitt 2 wird zunächst der Begriff des Going Private definiert und anhand kurzer Ausführungen zu den handelnden Akteuren Einblicke in die Funktionsweise des deutschen Going Private-Marktes vermittelt. In Abschnitt 3 wird die zu überprüfende Hypothese abgeleitet, dass eine Going Private-Ankündigung mit einer positiven Kurswertreaktion verbunden ist. Abschnitt 4 legt den Prozess der Stichprobenauswahl offen und liefert einige deskriptive Informationen zur Marktkapitalisierung deutscher Going Private-Unternehmen. Anschließend wird in Abschnitt 5 die verwendete Untersuchungsmethode der Ereignisstudie beschrieben. Im nachfolgenden Abschnitt 6 werden die Untersuchungsergebnisse präsentiert. Dabei wird nicht nur die Hypothese überprüft, dass Going Private-Ankündigungen eine positive Kurswertreaktion hervorrufen. Vielmehr werden auch Aussagen

---

<sup>3</sup> Siehe exemplarisch die Studien von *Kaplan* (1989); *Muscarella/Vetsuypens* (1990); *Travlos/Cornett* (1993). Einen umfassenden Überblick über die Kurswertreaktionen bei Going Privates in den USA bieten *Burg-hof/Schilling* (2003), S. 120.

<sup>4</sup> Einen deskriptiven Einblick in den deutschen Going Private-Markt und die Charakteristika von Börsenrückzugsgesellschaften gewähren *Beck/Stinn* (2002); *Zillmer* (2002) sowie *Eisele/Götz/Walter* (2003).

über die Geschwindigkeit der Kursanpassung getroffen. In Abschnitt 7 wird ferner untersucht, inwiefern sich die kumulierten abnormalen Renditen bezüglich spezifischer Charakteristika der Going Private-Transaktionen unterscheiden. Der abschließende Abschnitt 8 fasst die Ergebnisse der Untersuchung zusammen.

## 2 Definition und Akteure

Der Begriff Going Private bezeichnet im Weiteren die Überführung einer „öffentlichen“, börsennotierten Gesellschaft („Public Company“) in ein „privates“ Unternehmen, dessen Anteile nicht mehr an den Aktienmärkten notiert sind („Private Company“)<sup>5</sup>. Für die Einordnung einer Transaktion als Going Private sind für die vorliegende Untersuchung zwei konstituierende Merkmale ausschlaggebend: Zum einen erfolgt das vollständige Delisting des Unternehmens, d. h., die Notierung und der Handel der Anteile werden an allen Börsenplätzen, einschließlich des Freiverkehrs, eingestellt. Im vorliegenden Beitrag wird zudem vorausgesetzt, dass die Erwerbengesellschaft nicht börsennotiert ist<sup>6</sup>. Dadurch ist gewährleistet, dass das Unternehmen, welches sich von der Börse zurückzieht, nicht indirekt im Konzernverbund eines börsennotierten Unternehmens weiterhin der Kontrolle durch den öffentlichen Markt für Eigenkapital unterliegt. Da sich der Blickpunkt der Erhebung auf den deutschen Aktienmarkt richtet, ist diese Anforderung auch dann erfüllt, wenn die Erwerbengesellschaft an einem ausländischen Finanzplatz notiert ist. Die Definition kann also insofern eingeschränkt werden, als dass die Erwerbengesellschaft nicht an einer deutschen Börse gelistet sein darf<sup>7</sup>. Nicht in die Erhebung aufgenommen werden solche Unternehmen, die beispielsweise aufgrund einer Insolvenz die Notierung ihrer Anteile einstellen. Da in solchen Fällen das Delisting keine ökonomisch motivierte Entscheidung darstellt, handelt es sich nicht um Going Privates im hier verstandenen Sinne.

Um einen Einblick in die Funktionsweise des deutschen Going Private-Marktes zu vermitteln, sind die Investoren sowie die Initiatoren als handelnde Akteure einer Going Private-Transaktion zu beschreiben. Bezüglich der Investoren kann zwischen Finanzinvestoren und Strategischen Investoren differenziert werden. Finanzinvestoren, die auch als Private Equity-

---

<sup>5</sup> Für eine Systematik möglicher Definitionen des Begriffs Going Private siehe *Kemper/Schiereck* (2002), S. 90.

<sup>6</sup> Dagegen gehen *Beck/Stinn* (2002) und *Hecker/Kaserer* (2003) von einer Going Private-Definition aus, die lediglich das Delisting, nicht aber die Tatsache voraussetzt, dass die Erwerbengesellschaft nicht börsennotiert ist.

<sup>7</sup> Weiterhin spricht für diese Einschränkung, dass Private Equity-Gesellschaften, die als Investoren auf dem Going Private-Markt auftreten, häufig in ihren Heimatländern börsennotiert sind. Siehe hierzu *Kemper/Schiereck* (2002), S. 90.

Gesellschaften<sup>8</sup> bezeichnet werden, sind auf Finanztransaktionen spezialisierte Gesellschaften, die keine langfristigen, strategischen Interessen verfolgen. Vielmehr sind sie daran interessiert, aussichtsreiche Unternehmen für eine etwaige Kapitalbeteiligung mit dem Ziel zu identifizieren, diese mittelfristig wieder zu veräußern<sup>9</sup>. Strategische Investoren betreiben dagegen selbst ein operatives Geschäft und handeln beim Erwerb der Aktien des Zielunternehmens regelmäßig in der Absicht, das eigene operative Geschäft zu erweitern bzw. abzurunden. Anders als der Finanzinvestor ist ein Strategischer Investor daher grundsätzlich auch an einer langfristigen Beteiligung an dem erworbenen Unternehmen interessiert. Fraglich ist in diesem Zusammenhang, inwieweit sich die Transaktionen der Finanzinvestoren von denen der Strategischen Investoren unterscheiden. Die Abschnitte 4.2 und 7 widmen sich dieser Fragestellung. Außerdem kann eine Going Private-Transaktion nach der Stellung des Initiators zur bzw. innerhalb der Gesellschaft klassifiziert werden<sup>10</sup>. Bei diesem handelt es sich um einen Unternehmensinsider, sofern ein Owner-Buy-out (OBO) oder ein Management-Buy-out (MBO) vorliegt. Von einem OBO wird im Folgenden bei einem Initiator ausgegangen, der die Kapitalmehrheit am Unternehmen seit mehr als einem Jahr vor Ankündigung des Going Private innehat. Bei einem MBO werden hingegen die „alten“ Eigentümer durch das amtierende Management oder Teile davon substituiert. In Differenzierung dazu kann ein Going Private auch durch externe Investoren als Unternehmensoutsider initiiert werden. Dies ist der Fall bei einem Third-Party-Buy-out (TPBO) und bei einem Management-Buy-in (MBI). Ein TPBO liegt vor, wenn der Initiator nicht über eine Mehrheit der Anteile verfügt bzw. diese erst seit weniger als einem Jahr vor der Going Private-Ankündigung besitzt. Wird der Buy-out von einem außenstehenden Managementteam vorangetrieben, das zukünftig selbst die Führungsrolle wahrnehmen möchte, bislang aber noch keine Funktion in dem Unternehmen innehat, spricht man von einem MBI. Inwiefern sich die Going Private-Transaktionen danach unterscheiden, ob sie von Unternehmensoutsidern bzw. Unternehmensinsidern initiiert werden, wird ebenfalls in den Abschnitten 4.2 und 7 untersucht.

---

<sup>8</sup> Zur Rolle des Going Private als Investitionsalternative für Private Equity-Gesellschaften siehe Nathusius (2003).

<sup>9</sup> Vgl. ausführlich Eisele/Götz/Walter (2003a), S. 480 f.

<sup>10</sup> Für eine ausführliche Klassifikation nach den Initiatoren einer Going Private-Transaktion siehe Kemper/Schiereck (2002), S. 91 f.

### 3 Theorie und Hypothesenbildung

#### 3.1 *Potenzielle Auswirkungen auf den inneren Wert*

Um a priori eine Aussage über den Einfluss der Ankündigung eines Going Private auf den Börsenwert treffen zu können, sind zunächst die Auswirkungen eines Börsenrückzugs auf die Erwartungen bezüglich des inneren Werts des betreffenden Unternehmens zu untersuchen.

Ein Going Private wird üblicherweise genau dann von einem Initiator angestrebt, wenn die damit verbundenen positiven Effekte die einhergehenden Einschränkungen und Umsetzungskosten der Transaktion überwiegen. Ein Going Private kommt daher vor allem als effiziente Handlungsalternative in Betracht, wenn die einst mit der Börsennotierung angestrebten Funktionen nicht oder zumindest nicht mehr erfüllt werden. Eine weitgehende Funktionslosigkeit der Börsennotierung steht zunächst bei Unternehmen zu erwarten, die keiner Außenfinanzierung über den öffentlichen Kapitalmarkt mehr bedürfen. Darüber hinaus kann es insbesondere bei kleineren und mittleren Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung bzw. mit geringem Streubesitz zu einem Wegfall einer bisherigen Vorteilhaftigkeit einer Kapitalbeschaffung über die Börse kommen. Die geringe Unternehmensgröße sowie die beschränkten Einflussmöglichkeiten aufgrund der nur wenigen im Umlauf befindlichen Anteile führen dazu, dass sowohl das institutionelle Anlegerinteresse als auch die Beachtung durch Aktienanalysten (Research-Coverage) verloren gehen. Durch die reduzierte Aktiennachfrage können Kapitalerhöhungen nicht platziert werden, oder alternative Finanzierungsformen sind dauerhaft kostengünstiger als eine Kapitalaufnahme über die Börse.

Das mangelnde Kapitalmarktinteresse wirkt sich nicht nur negativ auf die Kapitalbeschaffungsfunktion, sondern auch auf die Bewertungsfunktion einer Börsennotierung aus. Aufgrund der mangelnden Liquidität des Anteilshandels spiegelt sich nämlich der innere Wert der Gesellschaft nur ungenügend im Börsenwert des Eigenkapitals wider. Die unangemessene Bewertung durch die Börse verhindert auch eine adäquate Unternehmenskontrolle durch den Kapitalmarkt. Denn die sich durch kleine Orders ergebenden Aktienkurse sind als Beurteilungsmaßstab für die durch die Unternehmensleitung vorgenommene Kapitalallokation eher ungeeignet. In einer solchen Situation, in der die Illiquidität des Handels in Verbindung mit einer niedrigen Börsenbewertung auftritt, kann der Börsenkurs auch keine positiven Leistungsanreize setzen. Deshalb wird auch der Einsatz kapitalmarktorientierter Entlohnungssysteme hinfällig, die – wie Aktienoptions- und Beteiligungsprogramme – einen erheblichen Teil des persönlichen monetären Erfolgs von Führungskräften und anderen Mitarbeitern an den

Aktienkurs knüpfen. Es kann angenommen werden, dass eine durch die verminderte Motivation reduzierte Anstrengung die operative Performance der Gesellschaft negativ beeinträchtigt, was einen weiteren Kursverfall bewirken kann<sup>11</sup>.

Werden einige der einer Börsennotierung zugesprochenen Funktionen nicht oder nicht mehr in ausreichendem Maße erfüllt, liegt es nahe, auch die damit verbundenen komparativen Nachteile gegenüber nicht notierten Unternehmen durch einen Rückzug vom öffentlichen Kapitalmarkt zu vermeiden. Ein wesentlicher Wertbeitrag eines Going Private ist darin zu sehen, dass sich die Agency-Kosten<sup>12</sup> verringern. Diese resultieren aus den wertmäßigen Auswirkungen von Fehlanreizen, die zu einem Abweichen des Managements von der aus Eignersicht wünschenswerten Handlungsweise motivieren, sowie aus dem Einsatz kosten-trächtiger Überwachungsmaßnahmen, welche die Ausnutzung dieser diskretionären Spielräume einzuschränken versuchen. Auf ein spezifisches Fehlverhaltensmuster, das sich in Form eines Überinvestitionsproblems zeigt, weist in diesem Zusammenhang die so genannte Free-Cash-flow-Hypothese hin<sup>13</sup>. Entgegen den Interessen der Anleger besteht für die Unternehmensleitung selbst dann möglicherweise ein Anreiz, den freien Cash-flow im Unternehmen zu investieren<sup>14</sup> und nicht auszuschütten, wenn damit eine Wertminderung verbunden ist<sup>15</sup>. Ein Going Private wirkt einer suboptimalen Verwendung freier Mittel zum einen durch eine zu erwartende bedeutende Erhöhung der Eigenkapitalbeteiligung des Managements<sup>16</sup> entgegen. Dadurch vermindern sich die ansonsten mit der Trennung von Eigentum und Management verbundenen Fehlanreize. Die verstärkte Partizipation der Unternehmensleitung am Unternehmenserfolg motiviert überdies zu einem wertorientierten Handeln<sup>17</sup>. Zum anderen

---

<sup>11</sup> Siehe hierzu grundlegend auch *Baker/Jensen/Murphy* (1988). Von Seiten der Praxis wird überdies angeführt, dass die Implementierung großzügiger Entlohnungsregelungen in öffentlich gehandelten Unternehmen regelmäßig auf erheblichen Widerstand stößt. Nach einem Going Private lässt sich ein anreizkompatibles Vergütungsmodell einfacher umsetzen, da keine aufwendige Kommunikation für dessen Durchsetzung betrieben werden muss. Vgl. *Richard* (2002), S. 28.

<sup>12</sup> Vgl. *Jensen/Meckling* (1976).

<sup>13</sup> Vgl. hierzu *Jensen* (1986) und (1989).

<sup>14</sup> Denkbare Eigeninteressen, die einen wertmindernden Einsatz freier Mittel mit sich bringen, liegen u. a. im Aufbau einer überdimensionierten Verwaltung, der Finanzierung kostspieliger Statussymbole auf Kosten der Anteilseigner, der Vermeidung angeblich riskanter Projekte zur langfristigen Sicherung der eigenen Position oder der Durchführung von nicht rentablen Projekten, die lediglich den eigenen Einflussbereich vergrößern sollen. Vgl. hierzu auch *Beck/Stinn* (2002), S. 654, und *Hohn* (2000), S. 24 f.

<sup>15</sup> Diese Form des Überinvestitionsproblems wird von zahlreichen empirischen Studien zu den US-amerikanischen Going Privates der 1980er Jahre bestätigt. Vgl. exemplarisch *Lehn/Poulsen* (1989); *Kim/Lyn* (1991); *Denis* (1992); *Opler/Titman* (1993); kritisch zur erstgenannten Studie *Kieschnick* (1998). *Kosedag/Lane* (2002) finden allerdings keine Bestätigung der Free-Cash-flow-Hypothese für Unternehmen, die nach einem Going Private und einem erneuten Börsengang ein weiteres Going Private durchführen. Für Börsenrückzüge vom australischen Kapitalmarkt siehe die Studie von *Eddey/Lee/Taylor* (1996).

<sup>16</sup> Vgl. u. a. *Weston/Siu/Johnson* (2001), S. 463.

<sup>17</sup> Dies bestätigt im Ergebnis auch die empirische Studie von *Smith* (1990).



hat die üblicherweise zunehmende Verschuldung finanzielle Verpflichtungen zur Folge, deren Bedienung auf das Management einen Druck zu einem effizienten Einsatz von Ressourcen ausübt<sup>18</sup>.

Darüber hinaus können sich die beschriebenen Anreiz- bzw. Agency-Probleme verschärfen, wenn der mit einer Börsennotierung einhergehende Streubesitz zu einer Einschränkung der Überwachungsfunktion des Kapitalmarktes führt<sup>19</sup>. Ein Grund hierfür liegt darin, dass die Überwachung bei einer nur anteilsmäßigen Beteiligung mit einem positiven externen Effekt verbunden ist. Dieser entsteht dadurch, dass ein überwachender Anleger die Kosten seiner intensivierten Kontrolle alleine trägt, während an dem dadurch generierten Wertzuwachs sämtliche Anteilseigner im Verhältnis ihrer jeweiligen Beteiligung partizipieren (Free Rider-Problem). Demzufolge nimmt die Bereitschaft von Anlegern, umfassende Informationen über das Unternehmen einzuholen und die Tätigkeit der Unternehmensleitung zu überwachen, umso mehr ab, je geringer ihr Anteil am Unternehmen ist. Bei einem Going Private konzentriert sich hingegen das Anteilseigentum in den Händen weniger aktiver Investoren<sup>20</sup>. Diese nehmen entweder selbst die Unternehmensleitung wahr oder verfügen zumindest über die entsprechenden Anreize zur Informationsbeschaffung sowie zur Überwachung, um ein Fehlverhalten des Managements zu sanktionieren. Dass durch ein Going Private das Problem der eingeschränkten Bewertungs- und Kontrollfunktion des Kapitalmarktes entschärft werden kann, ist somit als besonders positiver Effekt einer solchen Transaktion anzusehen.

Ein Going Private schützt überdies ex definitione nachhaltig vor der Gefahr einer feindlichen Übernahme durch einen externen Investor. Auch wenn zu erwarten steht, dass dieses Argument vornehmlich von der Unternehmensleitung angeführt wird, können in einer börsennotierten Gesellschaft Opportunitätskosten durch Abwehrmaßnahmen des Managements entstehen, das den Verlust seines Arbeitsplatzes befürchtet.

Des Weiteren lassen sich durch ein Going Private die mit einer Börsennotierung verbundenen gesetzlichen und faktischen Informationsanforderungen vermeiden. Diese führen zunächst zu

---

<sup>18</sup> Vgl. *Grossman/Hart* (1982). Empirische Nachweise für die disziplinierende Wirkung einer erhöhten Verschuldung im Fall so genannter „Highly Leveraged Transactions“ auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt finden sich bei *Denis/Denis* (1993).

<sup>19</sup> Zu einer Einschränkung der Überwachungsfunktion kann es auch dann kommen, wenn die Unternehmensleitung die absolute Mehrheit der Anteile an der öffentlich notierten Gesellschaft hält. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die hohe Managementbeteiligung möglicherweise andere (institutionelle) Investoren von einem Engagement abhält. Ein dadurch verursachter Kontrollmangel kann allerdings nicht durch ein Going Private geheilt werden.

<sup>20</sup> Vgl. zur Kurswert- und Performancesteigerung durch eine konzentrierte Eigentümerstruktur bzw. aktive Investoren die empirischen Ergebnisse bei *Muscarella/Vetsuypens* (1990) und *Mian/Rosenfeld* (1993).

direkten Notierungskosten<sup>21</sup> sowie mittelbar zu Opportunitätskosten, die aufgrund der Beanspruchung von Managementressourcen für Verpflichtungen im Zusammenhang mit der Börsennotiz entstehen<sup>22</sup>. Über den Kostenaspekt hinaus kann die mit den strengeren Publizitätsvorschriften verbundene Pflicht zur Informationsbereitstellung wertmindernde Konsequenzen haben: Erstens kommt es dadurch zu einer Versorgung der Konkurrenz mit entwicklungs- und erfolgsrelevanten Informationen. Dies kann zu Wettbewerbsnachteilen gegenüber nichtbörsennotierten Unternehmen derselben Branche führen<sup>23</sup>. Zweitens verspürt die Unternehmensleitung aufgrund der mit der Börsennotiz verbundenen Publizitätspflichten und der zu erwartenden Kapitalmarktreaktion selbst dann einen Druck zur Veröffentlichung kurzfristiger Erfolgsmeldungen, wenn diese Kurzfristorientierung zu Lasten der langfristigen Unternehmensperformance geht. Schließlich kann auch die aufgrund einer negativen wirtschaftlichen Entwicklung oder zur Realisierung einer Wertsteigerung geplante Restrukturierung bzw. Refokussierung eines Unternehmens zu einem Going Private motivieren. Denn ein Investor wird üblicherweise daran interessiert sein, dass die Umstrukturierungsmaßnahmen nicht im Licht der Öffentlichkeit vorangetrieben werden, um eine eventuell aufkommende negative Publicity zu vermeiden.

Ein Rückzug von der Börse hat jedoch nicht nur positive Aspekte, sondern ist für dessen Initiator regelmäßig auch mit negativen Konsequenzen verbunden. So fallen beispielsweise einmalige Kosten an, die sich aus den Kosten für die Strukturierung der gesamten Transaktion<sup>24</sup>, gegebenenfalls den Kosten des öffentlichen Übernahmeangebots sowie den Kosten des Delisting zusammensetzen. Hinzu kommen zum Teil hohe Abfindungen, die geboten werden müssen, um außenstehende Aktionäre zum Verkauf ihrer Anteile zu bewegen. Aber auch etwaige außergerichtliche Einigungen sowie die Gefahr gerichtlicher Auseinandersetzungen mit Kleinaktionären können den Börsenrückzug beachtlich verzögern und verteuern. Über die

---

<sup>21</sup> Die direkten Notierungskosten setzen sich zusammen aus den Kosten der Börsennotiz gemäß den Gebührenordnungen der einzelnen Börsen, den Kosten für die Investor Relations-Abteilung, den zusätzlichen Kosten für die Durchführung von Hauptversammlungen, für die Erstellung und Produktion von Geschäftsberichten, Quartalsberichten und anderen Publikationen sowie für kurspflegende Maßnahmen.

<sup>22</sup> Dazu gehören zum Beispiel Investor Relations-Maßnahmen wie Road-Shows, Analystenkonferenzen und ähnliche Werbeaktionen für die Aktie. Im Vorfeld der jährlich stattfindenden Hauptversammlungen ist vor allem bei kleineren Unternehmen zu erwarten, dass das Management für die sich aus dem operativen Geschäft ergebenden Kernaufgaben nur eingeschränkt zur Verfügung steht. Schätzungen gehen davon aus, dass die Managementbelastung für börsenbedingte Tätigkeiten bis zu 50 % der Arbeitszeit ausmacht. Vgl. *Richard* (2002), S. 30.

<sup>23</sup> Durch einen Börsenrückzug kann die unerwünschte Information der Konkurrenz vermieden oder zumindest reduziert werden, da u. a. die Mitteilungspflichten nach dem WpHG sowie die Verpflichtungen zur Zwischenberichterstattung (§ 40 BörsG) entfallen.

<sup>24</sup> Es entstehen u. a. Kosten für Berater, Rechtsanwälte, Wirtschaftsprüfer, Steuerberater und die Durchführung von Due Diligence-Maßnahmen.

hohen unmittelbaren und mittelbaren Transaktionskosten hinaus führt die Einstellung der Notierung zu Beeinträchtigungen, die sich, wie der Verlust des Zugangs zum öffentlichen Markt für Eigenkapital, erst zeitlich nach dem Börsenrückzug nachteilig auswirken können<sup>25</sup>.

### 3.2 Umverteilungseffekte und Kapitalmarktreaktion

Folgt man der Argumentation, dass ein Going Private genau dann angestrebt wird, wenn die damit verbundenen positiven Effekte die korrespondierenden negativen Folgen überwiegen, dann sollte es dadurch zu einem Zuwachs des inneren Werts eines Unternehmens kommen. Für das Referenzszenario eines vollkommenen Wettbewerbs auf dem Markt für Unternehmenskontrolle einhergehend mit einem informationseffizienten Kapitalmarkt sollte der Aktienkurs bei Ankündigung des Going Private gerade um denjenigen Prozentsatz ansteigen, um den sich ex ante der innere Wert durch den Börsenrückzug erhöht<sup>26</sup>. Dabei sorgt ein vollkommener Wettbewerb auf dem Markt für Unternehmenskontrolle dafür, dass der Börsenkurs die Erwartungen über den neuen inneren Wert reflektiert. Die zügige Einpreisung der neuen Informationen in den Börsenkurs gewährleistet die unterstellte Kapitalmarkteffizienz. Wären die oben genannten Annahmen also erfüllt, so könnte das Werthebungspotenzial eines Going Private am Ankündigungstag durch die abnormale Rendite (AR), also die über ein erwartetes, normales Ausmaß hinausgehende Rendite, abgelesen werden. Verarbeitet der Kapitalmarkt die neuen Informationen jedoch nicht an einem Tag, sondern über einen Zeitraum von mehreren Tagen hinweg, so wäre die kumulierte abnormale Rendite (CAR) über diesen Zeitraum als geeigneter Maßstab für den erwarteten Wertzuwachs heranzuziehen.

Bei Vorliegen von Unvollkommenheiten auf dem Markt für Unternehmenskontrolle kann es allerdings zu Umverteilungseffekten zwischen der das Going Private initiiierenden Partei und

---

<sup>25</sup> Dazu wird ferner angeführt, dass vor allem für die Kleinanleger der Börsenrückzug mit einer geringeren Functibilität ihrer Anteile einhergeht. Die reduzierte Verkehrsfähigkeit betrifft jedoch auch den Mehrheitsaktionär, da nach dem Wegfall der öffentlichen Notierung die Attraktivität der Aktie als Transaktionswährung beim Erwerb anderer Unternehmen durch Anteilstausch sinkt. Darüber hinaus kann davon ausgegangen werden, dass die mit der Börsenpräsenz verbundene Publizität in der Regel zu einem erhöhten Bekanntheitsgrad führt. Der Wegfall dieser Image- und Werbewirkung mag sich daher auch negativ auf die Attraktivität des Unternehmens als Arbeitgeber für qualifizierte Führungskräfte und Mitarbeiter auswirken. Vgl. hierzu die geführte Argumentation bei *Richard* (2002), S. 43 f., und bei *Kemper/Schiereck* (2002), S. 219.

<sup>26</sup> Dies ist streng genommen nur dann der Fall, wenn der Kapitalmarkt mit Sicherheit von einem Erfolg des Going Private ausgeht. Ansonsten würde sich der Aktienkurs durch die mit den jeweiligen Eintrittswahrscheinlichkeiten gewichteten Unternehmenswerte als öffentlich notierte bzw. als privat gehaltene Gesellschaft ergeben.

anderen Aktionären kommen<sup>27</sup>. Umverteilungseffekte liegen vor, wenn beide Gruppen bezogen auf ihre Beteiligung asymmetrisch an dem oben abgeleiteten positiven Werteffekt einer Going Private-Transaktion partizipieren. Da die Aktienkursreaktion auf die Going Private-Ankündigung nur die Vermögenseffekte zeigt, die sich für die frei im Umlauf befindlichen Anteile ergeben, kann nicht ohne weiteres unterstellt werden, dass die Aktienkursentwicklung ausschließlich die durch das Going Private induzierte Änderung des inneren Werts reflektiert. Vielmehr ist regelmäßig eine Situation anzutreffen, in welcher der Initiator bereits vor der Going Private-Ankündigung über erhebliche Anteile an dem Unternehmen verfügt<sup>28</sup>. Demnach ist mangels konkurrierender Bieter nicht zwingend von einem vollkommenen Wettbewerb auf dem Markt für Unternehmenskontrolle auszugehen. Dies kann insbesondere dazu führen, dass sich der durch das Going Private induzierte Wertzuwachs nicht vollständig im Aktienkurs widerspiegelt und somit der Umverteilungseffekt zu Lasten der außenstehenden Aktionäre geht<sup>29</sup>. Es ist sogar vorstellbar, dass der Aktienkurs sinkt, also die außenstehenden Aktionäre trotz einer erwarteten Steigerung des inneren Werts einen negativen Vermögenseffekt erleiden.

Folgendes spricht allerdings dafür, dass den außenstehenden Aktionären zumindest Teile des vermuteten Wertzuwachses zukommen und damit der Börsenkurs als Reaktion auf die Going Private-Ankündigung ansteigen sollte: Aktionäre können grundsätzlich von einem Verkauf ihrer Anteile absehen und im Unternehmen verbleiben<sup>30</sup>. Dies ist für den ein Going Private anstrebenden Investor besonders problematisch, wenn er noch nicht über die erforderliche Mehrheit zur Umsetzung der Transaktion verfügt. Bei unausgeschöpften Wertpotenzialen steigt nämlich durch die Ankündigung der Going Private-Absicht das öffentliche Interesse an dem Unternehmen<sup>31</sup>. Die Kleinanleger partizipieren durch einen zumindest bei hinreichendem Streubesitz einsetzenden Bieterwettbewerb an der realisierbaren Wertsteigerung zu Lasten der konkurrierenden Investoren.

---

<sup>27</sup> Grundsätzlich können darüber hinaus auch Umverteilungseffekte stattfinden, die dritte Parteien, wie beispielsweise die bisherigen Kreditgeber, beeinträchtigen. Siehe zu derartigen Vermögensverschiebungen, insbesondere zu dem vergleichsweise geringen negativen Einfluss einer Going Private-Ankündigung auf den Wert von Fremdfinanzierungstiteln, die Ergebnisse bei *Marais/Schipper/Smith* (1989); *Asquith/Wizman* (1990); *Travlos/Cornett* (1993).

<sup>28</sup> In der Studie von *Eisele/Götz/Walter* (2003b) zeigt sich, dass der Hauptaktionär in der Mehrzahl der Going Private-Transaktionen bereits seit über einem Jahr vor Veröffentlichung des Übernahmeangebots über die Kapitalmehrheit verfügt.

<sup>29</sup> Für eine ausführliche Diskussion dieser Problematik siehe *Hecker/Kaserer* (2003).

<sup>30</sup> Dies ist nur in dem Fall nicht möglich, in dem der Squeeze-out als Going Private-Technik angewendet wird.

<sup>31</sup> Dass es dadurch sogar zu einem erhöhten Interesse an der gesamten Branche kommen kann, legen die Ergebnisse der Studie von *Slovin/Sushka/Bendeck* (1991) nahe. Sie stellen mit einer Going Private-Ankündigung einen positiven Einfluss auf den Börsenwert von Wettbewerbern des Börsenrückzugsunternehmens fest.

Zu einer Kurswertreaktion sollte es bei der Existenz von unausgeschöpften Wertpotenzialen aber auch in den Fällen kommen, in denen der Initiator bereits die für die Anwendung der präferierten Going Private-Technik<sup>32</sup> notwendigen Anteile hält. Dies liegt daran, dass der Initiator regelmäßig das vollständige Anteilseigentum anstreben dürfte. Denn zum einen ist er bestrebt, die für die Wertsteigerung erforderlichen Umstrukturierungsmaßnahmen nach Möglichkeit ohne „Störungen“ durch dissentierende Kleinanleger durchzuführen. Zum anderen sind positive externe Effekte nach Möglichkeit zu vermeiden, d. h., die zu realisierende Wertsteigerung soll nicht mit anderen Aktionären geteilt werden, die keinen Beitrag zur Performanceverbesserung geleistet haben (Free Rider-Problem). Bei gegebenen Wertpotenzialen wird der Initiator deshalb für den Aktienerwerb auch eine Bewertung akzeptieren, die über dem Kursniveau vor der Ankündigung der Going Private-Absicht liegt. Zudem steht allen Aktionären regelmäßig die Möglichkeit zur Anfechtungsklage im Fall von Verfahrens- und Inhaltsfehlern zu sowie die Anstrengung eines Spruchverfahrens, mit dem sie die Durchsetzung einer angemessenen Abfindung für die Anteile gerichtlich erwirken können. Die im Vorfeld nur schwer abzuschätzenden Kosten und Verzögerungen sowie die schlechte Publicity, die mit einer gerichtlichen Auseinandersetzung grundsätzlich verbunden sind, erhöhen ebenfalls die Bereitschaft des Initiators, die noch ausstehenden Anteile zu einem Preis zu erwerben, der zumindest einen Teil der zu realisierenden Wertsteigerung vorwegnimmt.

Es ist also davon auszugehen, dass die mit einem Börsenrückzug verbundenen potenziellen Wertzuwächse auch den außenstehenden Aktionären zugute kommen und nicht durch Umverteilungseffekte vollständig überlagert werden. Der Aktienkurs sollte infolgedessen bei einer erwarteten Steigerung des inneren Werts als Reaktion auf die Going Private-Ankündigung ansteigen. Daher ist im Folgenden die Hypothese zu überprüfen, dass die Bekanntgabe eines Going Private einen Ankündigungseffekt hervorruft, der sich durch eine positive Kurswertreaktion – gemessen anhand der abnormalen Renditen (AR) und der kumulierten abnormalen Renditen (CAR) – äußert.

## **4 Stichprobenauswahl und deskriptive Statistik**

### *4.1 Stichprobenauswahl*

Um für den Zeitraum von 1995 bis 2002 möglichst sämtliche Going Private-Ankündigungen zu identifizieren, werden mehrere Datenquellen herangezogen. So werden zunächst die Über-

---

<sup>32</sup> Vgl. zu den Gestaltungsalternativen *Eisele/Götz/Walter* (2003a), S. 483.

nahmeangebote, die auf Grundlage des Wertpapiererwerbs- und Übernahmegesetzes (WpÜG)<sup>33</sup> sowie des Übernahmekodex der Börsensachverständigenkommission<sup>34</sup> veröffentlicht werden, inspiziert. Dabei werden folgende notwendige Bedingungen für die Aufnahme in die Stichprobe gestellt: Erstens muss in dem Übernahmeangebot die Absicht zum Delisting einer zuvor börsennotierten Gesellschaft geäußert werden. Zweitens darf die übernehmende Gesellschaft bzw. die beherrschende Muttergesellschaft nicht an einem inländischen Börsenplatz notiert sein. Durch die Unverbindlichkeit einer Angebotsabgabe unter dem Regime des Übernahmekodex können hierdurch jedoch nicht alle Going Privates identifiziert werden. Daher werden anhand des Hoppenstedt Aktienführers sämtliche Delistings im Untersuchungszeitraum einer näheren Analyse unterworfen. Die dort aufgeführten Delistings werden daraufhin überprüft, ob es sich um Going Privates im oben beschriebenen Sinne handelt.

Außerdem stellt nicht nur die Ankündigung, sondern auch der Vollzug des vollständigen Delisting an allen deutschen Börsenplätzen eine notwendige Bedingung zur Aufnahme in die Stichprobe dar. Hierfür wird der Zeitraum bis einschließlich Juni 2003 berücksichtigt. Insgesamt kann somit eine Grundgesamtheit von 52 Going Private-Kandidaten, die den Börsenrückzug in den Jahren 1995 bis einschließlich 2002 angekündigt und bis zum Juni 2003 umgesetzt haben, identifiziert werden. Die benötigten Tagesschlusskurse der Aktien stammen aus der Datastream Datenbank. Informationen zur Marktkapitalisierung und zum Streubesitz sind der Datenbank Worldscope entnommen. Die Anzahl der Gesellschaften in der Stichprobe reduziert sich allerdings dadurch, dass zu 15 Going Private-Kandidaten keine Angaben bezüglich der Aktienkurse sowie der Marktkapitalisierungen in den Datenbanken enthalten sind. Letztlich besteht die Stichprobe daher aus 37 Unternehmen.

Da Aussagen über den Ankündigungseffekt bei Going Privates in Deutschland getroffen werden sollen, ist zu überprüfen, inwiefern diese Stichprobe für die Grundgesamtheit der deutschen Going Privates repräsentativ ist. Verzerrungen könnten sich dadurch ergeben, dass vor allem sehr kleine Going Private-Unternehmen nicht in die Stichprobe gelangen, da diese nicht im Fokus des Kapitalmarktinteresses und damit der herangezogenen Datenbanken stehen. *Tabelle 1*, die verschiedene Maße der Unternehmensgröße darstellt, bestätigt diese Vermutung. Insbesondere weisen sowohl die Mittelwerte als auch die Mediane für die Stichprobe der 37 Unternehmen durchweg höhere Werte als für die Grundgesamtheit aus. Daher muss bei

---

<sup>33</sup> Das WpÜG regelt seit seinem Inkrafttreten am 1. Januar 2002 die Bestimmungen zur Abgabe eines öffentlichen Übernahmeangebots.

<sup>34</sup> Beim Übernahmekodex handelt es sich um ein freiwilliges Regelwerk, welches vom 1. Oktober 1995 bis zum 31. Dezember 2001 Gültigkeit besaß.

der Interpretation der Ergebnisse dieser Untersuchung darauf geachtet werden, dass die Stichprobe bezüglich der Größe der Unternehmen verzerrt und daher nicht repräsentativ für die Grundgesamtheit aller deutschen Going Privates ist. In Abschnitt 7 kann dieser Mangel allerdings auf der Grundlage von Teilstichproben relativiert werden.

*Tabelle 1: Mitarbeiter, Umsatz und Bilanzsumme für die Grundgesamtheit und die Stichprobe*

	Mitarbeiter		Umsatz in Mio. €		Bilanzsumme in Mio. €	
	Mittelwert	Median	Mittelwert	Median	Mittelwert	Median
Grundgesamtheit (52 Unternehmen)	2.127	817	445,8	96,8	345,5	97,1
Stichprobe (37 Unternehmen)	2.537	1.221	566,3	270,6	445,3	201,1

Die Informationen über Mitarbeiterzahl, Umsatz sowie Bilanzsumme eines Unternehmens sind dem Hoppenstedt Aktienführer (verschiedene Jahrgänge) entnommen.

Um den Ankündigungseffekt untersuchen zu können, ist die Bestimmung des Ereignistages erforderlich. Dieser wird mit Hilfe einer Stichwortsuche in der Datenbank Lexis/Nexis ermittelt. Konkret wird im Zeitraum von zwölf Monaten vor der Veröffentlichung des Übernahmeangebots bzw. des Datums des Delisting nach derjenigen Pressemeldung gesucht, in der zum ersten Mal über den bevorstehenden Börsenrückzug berichtet wird. In drei Fällen konnte keine entsprechende Pressemeldung gefunden werden. Für diese Unternehmen wurde als Ankündigungstag der Tag der Veröffentlichung des Übernahmeangebots gemäß des WpÜG bzw. des Übernahmekodex gewählt.

#### 4.2 Deskriptive Statistik

Die 37 Going Private-Unternehmen der Stichprobe weisen zum letzten Bilanzstichtag vor Ankündigung des Going Private eine Marktkapitalisierung von insgesamt 6.925,9 Mio. € auf. Dies entspricht einem Mittelwert (Median) des Börsenwerts eines Going Private-Unternehmens von 187,2 Mio. € (78,6 Mio. €). Betrachtet man lediglich die Marktkapitalisierung der Aktien, die zum letzten Bilanzstichtag vor der Going Private-Ankündigung nicht von Unternehmensinsidern gehalten werden<sup>35</sup>, so errechnet sich ein Mittelwert (Median) der Marktkapitalisierung des Streubesitzes von 50,6 Mio. € (12,5 Mio. €). In der Summe müssen – gemessen auf Grundlage des Bewertungsniveaus zum letzten Bilanzstichtag vor der Ankün-

<sup>35</sup> Der Anteil der Aktien, die sich im Besitz von Unternehmensinsidern befinden, wird mit Hilfe des Worldscope items „CLOSELY HELD SHARES“ bestimmt. Zu den Unternehmensinsidern gehören nach der zugrundeliegenden Definition Vorstände, Aufsichtsräte, Stiftungen, verbundene Unternehmen, Pensionsfonds sowie natürliche Personen, die mindestens 5 % der außenstehenden Aktien halten.

digung des Going Private – Aktien im Wert von 1.872,5 Mio. € von Minderheitsaktionären erworben werden, um den Börsenrückzug realisieren zu können. Der Unterschied zwischen der Marktkapitalisierung aller außenstehenden Aktien und dem Börsenwert der Aktien im Streubesitz ist dadurch zu erklären, dass sich bereits durchschnittlich 77,1 % der außenstehenden Aktien vor Ankündigung des Going Private in den Händen von Insidern befinden<sup>36</sup>. Die Going Private-Unternehmen der Stichprobe sind demnach durch einen sehr geringen Streubesitz gekennzeichnet. Zudem kaufen Unternehmensinsider bereits im Geschäftsjahr, welches mit dem letzten Bilanzstichtag vor der Going Private-Ankündigung endet, frei handelbare Aktien auf und verringern somit den Streubesitz bereits im Vorfeld der Going Private-Ankündigung. Insbesondere werden in dem der Going Private-Ankündigung vorangehenden Geschäftsjahr im Mittelwert (Median) 13,35 % (3,91 %) der außenstehenden Aktien von Unternehmensinsidern aus dem Streubesitz aufgekauft. Dies entspricht einem Transaktionsvolumen jener Marktkäufe von insgesamt 496,7 Mio. €<sup>37</sup>. Unter Berücksichtigung dieser Markttransaktionen wird demzufolge das Volumen des deutschen Going Private-Marktes unterschätzt, wenn man den Wert einer Going Private-Transaktion lediglich auf Basis des Streubesitzes zum Zeitpunkt des Übernahmeangebots bemisst.

*Tabelle 2* stellt Unternehmensinformationen für die Schichtungskriterien Investortyp, Initiatortyp, relative Aktienkursentwicklung im Jahr vor der Going Private-Ankündigung, zwei Zeitperioden, Unternehmensgröße und Streubesitz dar.

---

<sup>36</sup> Untersucht man die nach dem WpÜG bzw. dem Übernahmekodex abgegebenen Übernahmeangebote, so werden zu diesem Zeitpunkt in der Regel wesentlich höhere Anteile vom Mehrheitsaktionär gehalten. Insbesondere ist eine Beteiligungsquote des Mehrheitsaktionärs von über 95 % keine Seltenheit. Der hier beschriebene Insideranteil an den außenstehenden Aktien von 77,1 % bezieht sich allerdings auf einen früheren Zeitpunkt, nämlich den letzten Bilanzstichtag vor Ankündigung des Going Private. Aus der Diskrepanz des Insideranteilsbesitzes zu diesem Zeitpunkt und der Anteilsquote, die im Übernahmeangebot genannt wird, lässt sich schließen, dass der Hauptaktionär in den Monaten vor der Going Private-Ankündigung seine Bestände über Marktzukäufe substantiell ausbaut.

<sup>37</sup> Grundlage dieser Berechnung sind hier – wie auch im Weiteren – die Börsenkurse zum letzten Bilanzstichtag vor der Going Private-Ankündigung.



Tabelle 2: Häufigkeiten, Marktkapitalisierung und Streubesitz nach Schichtungskriterien

Kriterium	Ausprägung	N	Summe der Marktkap. in Mio. €	Mittelwert der Marktkap. in Mio. €	Summe der Marktkap. des Streubesitzes in Mio. €	Mittelwert der Marktkap. des Streubesitzes in Mio. €	Mittelwert des Streubesitzes in %
Investor	Finanzinv.	8	2.246,7	280,8	764,2	99,5	29,7
	Strateg. Inv.	29	4.678,4	161,3	1.108,3	38,2	21,1
Initiator	Insider	18	2.173,3	120,7	395,7	22,0	18,8
	Outsider	19	4.751,9	250,1	1.476,8	77,7	26,9
Relative Kursentwicklung <sup>a)</sup>	> 0	15	2.772,5	184,8	697,8	46,5	22,3
	< 0	22	4.152,7	188,8	1.174,7	53,5	23,4
Zeitbänder	1995–1998	10	1.105,3	110,5	141,0	14,1	23,1
	1999–2002	27	5.819,9	215,6	1.731,5	64,1	22,9
Marktkapitalisierung	> 100 Mio. €	17	6.083,0	357,8	1.673,9	98,5	24,3
	< 100 Mio. €	20	842,1	42,1	198,6	9,9	21,8
Marktkapitalisierung des Streubesitzes	> 20 Mio. €	17	5.207,6	306,3	1.767,4	104,0	65,0
	< 20 Mio. €	20	1.717,6	85,9	105,1	5,3	12,7
Streubesitz	> 20 %	17	3.971,9	233,6	1.675,0	98,5	41,5
	< 20 %	20	2.953,3	147,7	197,5	9,9	7,1

Die Angaben zur Marktkapitalisierung und zum Streubesitz sind der Datenbank Worldscope entnommen, wobei sich die Angaben auf den letzten Bilanzstichtag vor der Going Private-Ankündigung beziehen. Der prozentuale Anteil der Aktien im Streubesitz ergibt sich aus der Gegenposition zum Worldscope item „CLOSELY HELD SHARES“. Die Marktkapitalisierung der Aktien im Streubesitz (Marktkapitalisierung des Streubesitzes) eines Unternehmens errechnet sich aus dem Produkt der Marktkapitalisierung und dem prozentualen Streubesitz.

<sup>a)</sup> Ein Unternehmen weist genau dann eine positive relative Kursentwicklung [ $> 0$ ] auf, wenn es in den 230 Handelstagen zwischen [-250;-21] eine bessere Performance als der CDAX im selben Zeitraum aufweist.

Bezüglich des Kriteriums Investortyp zeigt sich, dass mit 29 Transaktionen die Mehrzahl der Börsenrückzüge von Strategischen Investoren betrieben wird, wohingegen in lediglich acht Fällen Finanzinvestoren als Erwerber auftreten<sup>38</sup>. Jedoch sind die Zielunternehmen der Finanzinvestoren gemessen an der durchschnittlichen Marktkapitalisierung des Streubesitzes mit 99,5 Mio. € mehr als doppelt so groß wie die der Strategischen Investoren (38,2 Mio. €). Die Betrachtung des gesamten Börsenwerts der Aktien im Streubesitz ergibt, dass dieser mit 1.108,3 Mio. € für Strategische Investoren nur unwesentlich größer als der für Finanzinvestoren (764,2 Mio. €) ist. Vor diesem Hintergrund dominieren die Strategischen Investoren den Going Private-Markt demnach nicht in dem Maße, wie dies die ausschließliche Betrachtung der Anzahl der Going Private-Transaktionen suggeriert.

<sup>38</sup> Erste Hinweise zur Identifikation des Investortyps finden sich in den Übernahmeangeboten. Um letztlich den Investortyp bestimmen zu können, sind jedoch regelmäßig weitere Recherchen (Pressemeldungen, Internet, etc.) notwendig.

Differenziert man die Going Privates nach dem Initiator der Transaktion, so halten sich die Transaktionen der Insider mit 18 Going Privates und die der Outsider mit 19 Börsenrückzügen in etwa die Waage<sup>39</sup>. Da das durchschnittliche Zielunternehmen bei outsider-initiierten Transaktionen jedoch mit einer Marktkapitalisierung des Streubesitzes von 77,7 Mio. € etwa dreimal so groß wie das durchschnittliche Zielunternehmen eines Insiders (22,0 Mio. €) ist, kommen outsider-initiierten Transaktionen auf dem deutschen Going Private-Markt die größere Bedeutung zu. Dies spiegelt sich auch in der Gesamtmarktkapitalisierung des Streubesitzes der Zielunternehmen wider, die für Outsider mit 1.476,8 Mio. € wesentlich größer ist als für Insider (395,7 Mio. €).

Des Weiteren stellt *Tabelle 2* Unternehmenscharakteristika in Abhängigkeit von der relativen Kursentwicklung vor Ankündigung des Going Private dar. Hierfür wird für jedes Going Private-Unternehmen die prozentuale Kursveränderung für das etwa einjährige Zeitfenster von  $t = -250$  bis  $t = -21$  (230 Handelstage) berechnet, wobei mit  $t = 0$  der Tag der Going Private-Ankündigung gegeben ist. Diese Kursveränderung wird dann mit der des CDAX-Kursindex im gleichen Zeitintervall verglichen. Somit wird bestimmt, ob sich der Aktienkurs des jeweiligen Unternehmens im Vergleich zum Markt besser [ $> 0$ ] bzw. schlechter [ $< 0$ ] entwickelt hat. Für die Stichprobe der 37 Going Private-Unternehmen zeigt sich dabei, dass diese im Vorfeld der Going Private-Ankündigung im Mittel eine unterdurchschnittliche Kursentwicklung aufweisen. Konkret liegt der Mittelwert (Median) des Renditenachteils im Vergleich zum CDAX-Kursindex bei 14,2 % (16,0 %). Dieses Ergebnis geht darauf zurück, dass sich insgesamt 22 Going Private-Unternehmen schlechter als der CDAX-Kursindex entwickeln, wohingegen lediglich 15 Unternehmen eine überdurchschnittliche Performance aufweisen.

Aus *Tabelle 2* wird ebenfalls deutlich, dass der deutsche Going Private-Markt im Hinblick auf die Anzahl wie auch die Volumina der Transaktionen anwächst. Für die erste Periode von 1995 bis 1998 streben lediglich zehn Unternehmen einen Börsenrückzug an, wohingegen in der zweiten Periode von 1999 bis 2002 27 Unternehmen eine Abkehr vom Börsenparkett planen. Auch bezüglich des gesamten Börsenwerts des Streubesitzes wird die steigende Bedeutung des Going Private-Marktes in Deutschland deutlich. Insbesondere kündigen in der zweiten Periode Unternehmen mit einer Marktkapitalisierung des Streubesitzes von insgesamt 1.731,5 Mio. € die Absicht zum Börsenrückzug an, wohingegen sich für die erste Periode ein

---

<sup>39</sup> In den Übernahmeangeboten finden sich Hinweise über die Dauer der Mehrheitsbeteiligung des Hauptaktionärs. Diese dienen – in Verbindung mit anderen Quellen – als Grundlage für die Einordnung als insider- bzw. outsider-initiierte Going Private-Transaktion.

sehr viel niedrigerer Wert von 141,0 Mio. € ergibt. Dieser Effekt wird auch dadurch verursacht, dass sich die Größe eines Going Private-Unternehmens – gemessen an der durchschnittlichen Marktkapitalisierung des Streubesitzes – von 14,1 Mio. € für die erste Periode auf 64,1 Mio. € in der zweiten Periode mehr als vervierfacht.

Die letzten drei Zeilen der *Tabelle 2* stellen Unternehmenscharakteristika in Abhängigkeit von der Unternehmensgröße und des Streubesitzes dar. Die Going Private-Unternehmen sind bezüglich ihrer Größe sehr inhomogen. Diese Heterogenität wird am deutlichsten, wenn man das Schichtungskriterium der Marktkapitalisierung des Streubesitzes heranzieht. Hier weisen die Unternehmen mit einer Marktkapitalisierung des Streubesitzes von über 20 Mio. € bezüglich dieses Kriteriums einen etwa zwanzigmal höheren Wert auf als kleinere Unternehmen. Auch bezüglich des prozentualen Streubesitzes sind die Unternehmen der Stichprobe sehr inhomogen. So stehen bei Unternehmen mit einem Streubesitz von über 20 % etwa fünfmal so viele Aktien zum freien Handel als bei Unternehmen mit geringem Streubesitz.

## 5 Untersuchungsmethode

Der Ankündigungseffekt wird anhand einer Ereignisstudie (Event Study) analysiert. Bei einer Ereignisstudie wird untersucht, ob ein Ereignis – hier die Going Private-Ankündigung – Einfluss auf den Aktienkurs eines Unternehmens hat. Insbesondere steht im Vordergrund der Untersuchung, ob am Ereignistag abnormale, also über das erwartete Maß hinausgehende Renditen zu beobachten sind. Um diese abnormale Rendite bestimmen zu können, ist eine Benchmark erforderlich, die die Höhe der normalen Rendite bestimmt. Für die Untersuchung wurden dabei zwei Modellvarianten verwendet: das „Market Model“<sup>40</sup> sowie das „Constant Mean Return Model“<sup>41</sup>.

Beim „Market Model“ wird die normale Tagesrendite einer Aktie mit Hilfe der Modellparameter berechnet, die aus einem linearen Regressionsmodell resultieren, wobei für diese Untersuchung die Tagesrendite des CDAX-Kursindex als Regressor eingeht. Der CDAX-Kursindex repräsentiert das Marktportfolio deshalb am besten, weil er sämtliche Aktiengesellschaften enthält, die nach heutiger Terminologie sowohl im Prime Standard als auch im General Standard notiert sind. Insgesamt gehen somit über 750 Unternehmen mit ihrer relativen Marktge-

---

<sup>40</sup> Siehe hierzu *Fama u. a.* (1969); *Scholes/Williams* (1977); *Brown/Warner* (1985); *Armitage* (1995) sowie *MacKinlay* (1997).

<sup>41</sup> Siehe hierzu *Masulis* (1980); *Brown/Warner* (1985) sowie *MacKinlay* (1997).

wichtung in den Index ein<sup>42</sup>. Das „Constant Mean Return Model“ geht hingegen nicht von einem Zusammenhang zwischen der Tagesrendite einer Aktie und der des Marktportfolios aus. Vielmehr wird unterstellt, dass Aktienkurse einem konstanten, vom Marktportfolio unabhängigen Trend folgen. Da sich die Ergebnisse für beide Modellvarianten qualitativ entsprechen, wird im Folgenden lediglich das „Market Model“ beschrieben und die aus diesem Modell resultierenden Ergebnisse dargestellt.

Es sei  $i = 1, \dots, N$  die Indexvariable für die  $N$  Beobachtungen (Going Private-Unternehmen) der Stichprobe<sup>43</sup>. Weiterhin ist für jede Beobachtung das Kalenderdatum in ein Ereignisdatum<sup>44</sup> (event time) zu transformieren, wobei  $t = 0$  der Handelstag ist, an dem die erste Pressemeldung zum Going Private veröffentlicht wird. Da jedoch nicht auszuschließen ist, dass schon vor diesem Zeitpunkt Informationen über die Going Private-Absicht durchsickern bzw. die Kursanpassung über mehrere Tage hinweg stattfindet, wird als Ereignisperiode (event window) der symmetrisch um den Ankündigungstag liegende Zeitraum von  $t = -20$  bis  $t = +20$  (im Folgenden auch  $[-20; +20]$ ) untersucht<sup>45</sup>. Für die Schätzung der Parameter  $\alpha$  und  $\beta$  werden die 200 Handelstage vor Beginn des Ereignisfensters von  $t = -220$  bis  $t = -21$   $[-220; -21]$  als Schätzperiode (estimation window) herangezogen.

Folgende Variablen sind zu definieren:

- $r_{it}$  Tagesrendite der Aktie  $i$  am Ereignistag  $t$  (inklusive Dividendenzahlungen)<sup>46</sup>  
 $r_{mt}$  Tagesrendite des Marktportfolios  $m$  (CDAX-Kursindex) am Ereignistag  $t$

---

<sup>42</sup> Alternativ könnte auch ein Index verwendet werden, in den alle Unternehmen des CDAX mit dem gleichen Gewicht eingehen. *Schremper* (2003), Fn. 35, zeigt jedoch für eine Ereignisstudie zur Kapitalmarktrelevanz deutscher Aktienrückkaufprogramme auf, dass die Ergebnisse von der Verwendung eines gleichgewichteten bzw. eines marktgewichteten CDAX weitgehend unbeeinflusst sind.

<sup>43</sup> Die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe verringert sich im Zeitablauf. So wird für ein Unternehmen bereits am Ereignistag  $t = +2$  die Börsennotierung eingestellt. Am Ereignistag  $t = +18$  stellt ein zweites Unternehmen seine Börsennotierung ein. Diesem Umstand wird Rechnung getragen, indem ab dem Ereignistag  $t = +2$  alle Berechnungen lediglich auf Grundlage der 36 Unternehmen bzw. ab dem Ereignistag  $t = +18$  der verbleibenden 35 Unternehmen durchgeführt werden. Alternativ werden alle Berechnungen ebenfalls auf Grundlage der 35 Unternehmen durchgeführt, die zu allen Ereignistagen börsennotiert sind. Da dabei qualitativ identische Ergebnisse resultieren, wird auf eine Darstellung der Ergebnisse für diese kleinere Stichprobe verzichtet.

<sup>44</sup> Synonym werden im Folgenden auch die Begriffe Ereigniszeit und Ereignistag verwendet.

<sup>45</sup> Die Ereignisperiode ist analog zu *Lehn/Poulsen* (1989) gewählt. Andere Beiträge wählen eine längere Ereignisperiode, wobei beispielsweise bei *DeAngelo/DeAngelo/Rice* (1984), die den Zeitraum  $[-40; +40]$  als Ereignisperiode definieren, sämtliche abnormalen Renditen im Zeitfenster  $[-20; +20]$  auftreten.

<sup>46</sup> Am Tag der Ausschüttung einer Dividende sinkt der Aktienkurs *ceteris paribus* um den Betrag der Dividendenzahlung ab. Bei Verwendung der unkorrigierten Aktienkurse würde es somit zu einer negativen Aktienrendite am Tag der Dividendenzahlung kommen. Diesem unerwünschten Effekt wird Rechnung getragen, indem die Kurse ab dem Tag der Dividendenzahlung entsprechend angehoben werden. Insgesamt ist dies in sieben Fällen notwendig.

$\hat{\mu}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot r_{mt}$  [geschätzte normale Tagesrendite der Aktie  $i$  am Ereignistag  $t$ . Die Parameter  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  werden dabei mit Hilfe des linearen Regressionsmodells für die Schätzperiode  $[-220;-21]$  berechnet]

$AR_{it} = r_{it} - \hat{\mu}_{it} = r_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i \cdot r_{mt}$  [geschätzte abnormale Tagesrendite der Aktie  $i$  am Ereignistag  $t$ ]

$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$  Stichprobenvarianz der Residuen der Aktie  $i$  für die Schätzperiode  $[-220;-21]$ . Dies entspricht  $\hat{\sigma}^2(AR_{it})$ , der geschätzten Varianz der abnormalen Tagesrendite der Aktie  $i$  am Ereignistag  $t$ <sup>47</sup>

Der Mittelwert der abnormalen Renditen für das (gleichgewichtete) Portfolio der  $N$  Going Private-Unternehmen ist gegeben durch<sup>48</sup>:

$$AR_t = \frac{1}{N} \cdot \sum_{i=1}^N AR_{it}$$

Beispielsweise gibt demnach  $AR_0$  die durchschnittliche abnormale Rendite der  $N$  Unternehmen an, die mit der Going Private-Ankündigung am Ankündigungstag  $t = 0$  verbunden ist.

Um die kumulierten abnormalen Renditen CAR zu bestimmen, müssen die oben berechneten abnormalen Renditen bezüglich der zeitlichen Dimension aggregiert werden. Die kumulierten abnormalen Renditen berechnen sich auf Portfolioebene für die  $N$  Beobachtungen als Summe der abnormalen Tagesrenditen zwischen den Ereignistagen  $t_1$  und  $t_2$ :

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t$$

Der Wert  $CAR(-20,0)$  gibt also die kumulierte abnormale Rendite für die 20 Handelstage vor der Going Private-Ankündigung und für den Ankündigungstag selbst an.

Um zu überprüfen, ob die für die Ereignisperiode berechneten abnormalen Renditen statistisch von Null abweichen, kommen sowohl parametrische als auch nicht-parametrische Testverfahren zur Anwendung<sup>49</sup>. Insbesondere werden als parametrische Testverfahren der einfache t-Test sowie zwei Modifikationen dieses Verfahrens angewendet. Die erste Modifikation,

<sup>47</sup> Der Stichprobenfehler (sampling error) kann hier wegen der hinreichenden Länge der Schätzperiode von 200 Handelstagen vernachlässigt werden. Vgl. auch *MacKinlay* (1997), S. 21.

<sup>48</sup> Vgl. auch die Vorgehensweise bei *MacKinlay* (1997), S. 24.

<sup>49</sup> Einen vergleichenden Überblick verschiedener Testverfahren bieten *Corrado* (1989); *Boehmer/Musumeci/Poulsen* (1991) sowie *Armitage* (1995).

der „Standardized-Residual-Test“<sup>50</sup>, trägt bereits vor der Portfoliobildung durch eine Standardisierung der abnormalen Renditen mit deren Standardabweichung der Problematik Rechnung, dass der einfache t-Test durch einige Unternehmen mit besonders hohen Varianzen dominiert werden kann<sup>51</sup>. Die zweite Modifikation, der „Standardized-Cross-Sectional-Test“<sup>52</sup>, berücksichtigt ferner, dass die Nullhypothese bei Verwendung des einfachen t-Tests nicht nur wegen einer hohen abnormalen Rendite, sondern auch durch einen ereignisinduzierten Anstieg der Varianz abgelehnt werden kann<sup>53</sup>. Konkret wird deshalb beim „Standardized-Cross-Sectional-Test“ als Streuungsparameter nicht die Standardabweichung der standardisierten Residuen aus der Schätzperiode, sondern diejenige aus der Ereignisperiode verwendet.

Ein grundlegendes Problem der parametrischen Verfahren besteht darin, dass diese insbesondere bei kleinen Stichproben sensitiv auf eine Verletzung der Normalverteilungsannahme reagieren können<sup>54</sup>. Deshalb werden alle Signifikanztests auch mit dem nicht-parametrischen „Rank-Order-Test“ nach *Corrado* (1989) durchgeführt. Dieses Verfahren hat insbesondere den Vorteil, dass keine Verteilungsannahmen über die AR und CAR getroffen werden müssen. Zudem ist dieser Test weniger sensitiv gegenüber Extremwerten und führt damit seltener zu einer Ablehnung der Nullhypothese<sup>55</sup>.

Da alle oben beschriebenen Testverfahren zu qualitativ identischen Signifikanzaussagen führen, werden im Folgenden lediglich die Ergebnisse des einfachen t-Tests präsentiert.

Für die Signifikanzüberprüfung der AR wird beim einfachen t-Test die geschätzte Varianz der abnormalen Tagesrenditen als Streuungsparameter benötigt. Diese wird in Anlehnung an *MacKinlay* (1997) unter Verwendung der Stichprobenvarianzen der Residuen aus den  $N$  Einzelregressionen wie folgt berechnet:

$$\hat{\sigma}^2(AR_t) = \frac{1}{N^2} \cdot \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$$

Zur Überprüfung der statistischen Signifikanz ist der t-Test anzuwenden, wobei die Teststatistik mit  $t = AR_t / \hat{\sigma}(AR_t)$  gegeben ist.

---

<sup>50</sup> Siehe hierzu *Boehmer/Musumeci/Poulsen* (1991), S. 258. Für die Berechnung der Teststatistik siehe *Travlos/Cornett* (1993), S. 11 f.; sowie *Armitage* (1995), S. 35.

<sup>51</sup> Vgl. *Boehmer/Musumeci/Poulsen* (1991), S. 258.

<sup>52</sup> Siehe hierzu *Boehmer/Musumeci/Poulsen* (1991), S. 259.

<sup>53</sup> Vgl. *MacKinlay* (1997), S. 27.

<sup>54</sup> Vgl. *Nowak/Gropp* (2002), S. 31; sowie *Gebhardt* (2002), S. 112.

<sup>55</sup> Vgl. *Corrado* (1989), S. 386.

Um Aussagen über die statistische Signifikanz der CAR treffen zu können, wird deren geschätzte Varianz benötigt. Diese ergibt sich aus der Summe der geschätzten Varianzen der AR zwischen den Ereignistagen  $t_1$  und  $t_2$ <sup>56</sup>:

$$\hat{\sigma}^2(CAR(t_1, t_2)) = \sum_{t=t_1}^{t_2} \hat{\sigma}^2(AR_t)$$

Analog wird auch hier wieder die statistische Signifikanz mittels des t-Tests überprüft, wobei die Teststatistik mit  $t = CAR(t_1, t_2) / \hat{\sigma}(CAR(t_1, t_2))$  gegeben ist.

## 6 Untersuchungsergebnisse

*Tabelle 3* stellt die abnormalen Tagesrenditen (AR) sowie die kumulierten abnormalen Tagesrenditen (CAR) des gleichgewichteten Portfolios der Going Private-Unternehmen für die Ereignisperiode von  $t_1 = -20$  bis  $t_2 = +20$  dar<sup>57</sup>.

---

<sup>56</sup> Vgl. MacKinlay (1997), S. 24.

<sup>57</sup> Die statistisch signifikante AR am Ereignistag  $t = -6$  geht auf einen Ausreißer zurück, für welchen an diesem Tag eine abnormale Rendite von über 46 % resultiert.

Tabelle 3: Abnormale und kumuliert abnormale Renditen für das Ereignisfenster [-20; +20]

Ereignis- datum	AR		CAR		AR		
	AR in %	t-Wert	CAR in %	t-Wert	# > 0	# < 0	Summe
-20	-0,28	-0,45	-0,28	-0,45	18	19	37
-19	-0,18	-0,29	-0,45	-0,53	18	19	37
-18	-0,36	-0,58	-0,81	-0,77	21	16	37
-17	0,18	0,30	-0,63	-0,51	23	14	37
-16	0,03	0,05	-0,60	-0,44	17	20	37
-15	0,33	0,54	-0,27	-0,18	20	17	37
-14	-0,18	-0,30	-0,45	-0,28	16	21	37
-13	0,40	0,66	-0,05	-0,03	20	17	37
-12	-0,03	-0,06	-0,08	-0,04	18	19	37
-11	0,68	1,12	0,60	0,31	19	18	37
-10	-0,08	-0,13	0,52	0,26	20	17	37
-9	0,24	0,39	0,76	0,36	18	19	37
-8	-0,02	-0,04	0,74	0,33	18	19	37
-7	-0,14	-0,22	0,60	0,26	15	22	37
-6	1,47	2,41	2,07	0,88	18	19	37
-5	0,13	0,21	2,20	0,90	18	19	37
-4	-0,04	-0,07	2,15	0,86	19	18	37
-3	0,50	0,83	2,66	1,03	20	17	37
-2	0,39	0,64	3,05	1,15	21	16	37
-1	3,62	5,93	6,66	2,44	25	12	37
0	10,12	16,59	16,78	6,01	25	12	37
1	5,01	8,22	21,79	7,62	27	10	37
2	1,34	2,15	23,55	7,84	22	14	36
3	0,09	0,14	23,63	7,70	19	17	36
4	-0,17	-0,27	23,46	7,49	23	13	36
5	-0,50	-0,80	22,96	7,19	14	22	36
6	0,24	0,38	23,20	7,13	19	17	36
7	-0,02	-0,04	23,18	6,99	14	22	36
8	1,02	1,62	24,19	7,17	20	16	36
9	-0,31	-0,49	23,88	6,96	18	18	36
10	0,03	0,05	23,92	6,86	19	17	36
11	-0,02	-0,03	23,90	6,74	14	22	36
12	-0,15	-0,24	23,75	6,60	19	17	36
13	0,23	0,37	23,98	6,57	16	20	36
14	0,49	0,78	24,47	6,60	22	14	36
15	0,10	0,16	24,56	6,54	18	18	36
16	-0,24	-0,39	24,32	6,38	14	22	36
17	0,35	0,55	24,67	6,39	18	18	36
18	-0,11	-0,17	24,52	6,20	17	18	35
19	0,33	0,52	24,85	6,21	16	19	35
20	-0,05	-0,08	24,80	6,12	13	22	35

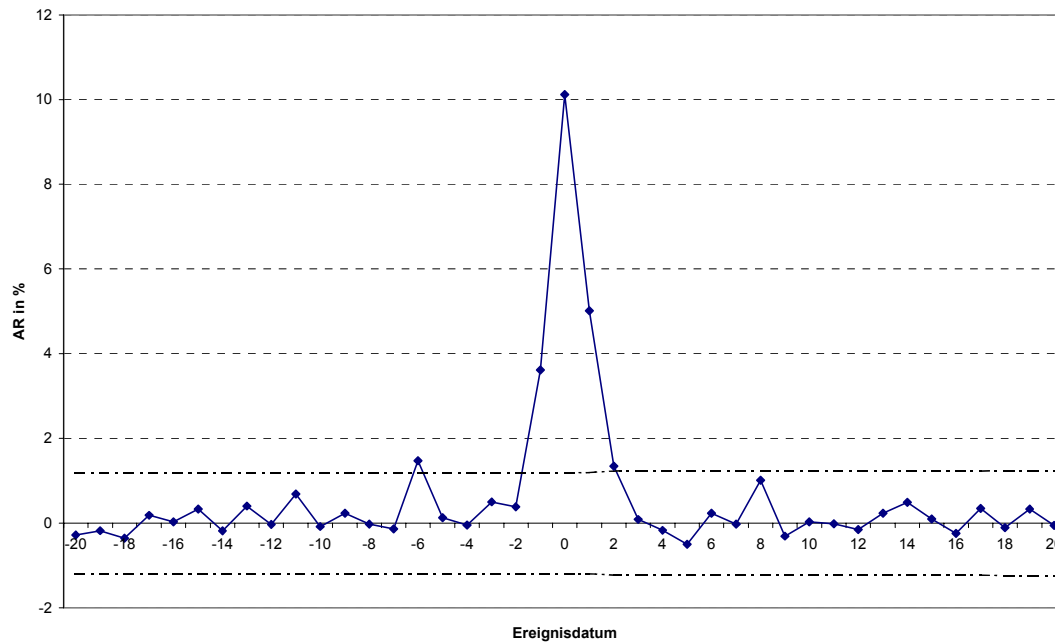
Die Tabelle stellt die abnormalen Renditen AR (marktrisikooangepasst), die t-Werte der AR, die kumulierten abnormalen Renditen CAR (marktrisikooangepasst), die t-Werte der CAR, die Anzahl der positiven AR zum Ereignisdatum, die Anzahl der negativen AR zum Ereignisdatum sowie die Anzahl der den Berechnungen zugrundeliegenden Unternehmen zum jeweiligen Ereignisdatum dar. Die umrandeten Felder machen kenntlich, an welchen Ereignisdaten nach dem einfachen t-Test eine signifikant positive AR bzw. CAR für das 5 %-Niveau vorliegt. Durch Delistings verringert sich die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe an den Ereignistagen  $t = +2$  sowie  $t = +18$  um jeweils ein Unternehmen. Ab dem Ereignistag  $t = +2$  beruhen die Berechnungen der AR



und CAR sowie der t-Werte daher auf den abnormalen Renditen der verbleibenden 36 Unternehmen. Ab dem Ereignistag  $t = +18$  liegen den Berechnungen analog lediglich 35 Unternehmen zugrunde.

Die höchste AR wird dabei am Ankündigungstag  $t = 0$  mit 10,12 % beobachtet. Mit einem korrespondierenden t-Wert von 16,59 ist diese AR statistisch hoch signifikant. Weiterhin ist anzumerken, dass bereits am Tag vor der Ankündigung  $t = -1$  eine statistisch signifikante abnormale Rendite von 3,62 % resultiert [t-Wert 5,93]. Dies könnte einerseits darin begründet sein, dass bereits vor der Verkündung des Börsenrückzugs Insider handeln. Andererseits ist zu beachten, dass sich der Ereignistag anhand der ersten Pressemeldung zum Going Private bestimmt. Diese kann auf Informationen beruhen, die bereits am Vortag auf dem Börsenparkett öffentlich bekannt sind. In diesem Fall findet ein Handel nicht auf Grundlage von Insiderinformationen, sondern vielmehr auf Basis von öffentlich verfügbaren Informationen statt. Ferner ist aus *Tabelle 3* zu erkennen, dass auch an den auf den Ankündigungstag folgenden beiden Handelstagen statistisch signifikante AR auftreten. Insbesondere beobachtet man zum Zeitpunkt  $t = +1$  eine AR von 5,01 % mit einem korrespondierenden t-Wert von 8,22. Am darauffolgenden Handelstag  $t = +2$  ist eine signifikante AR in Höhe von 1,34 % mit einem t-Wert von 2,15 zu verzeichnen. Danach ist die Information bezüglich der Going Private-Absicht vollständig in den Kursen enthalten, da ab dem Zeitpunkt  $t = +3$  keine weiteren signifikanten AR beobachtet werden können. *Abbildung 1* stellt die Entwicklung der abnormalen Renditen für das Ereignisfenster graphisch dar.

Abbildung 1: Abnormale Rendite im Ereignisfenster [-20;+20]

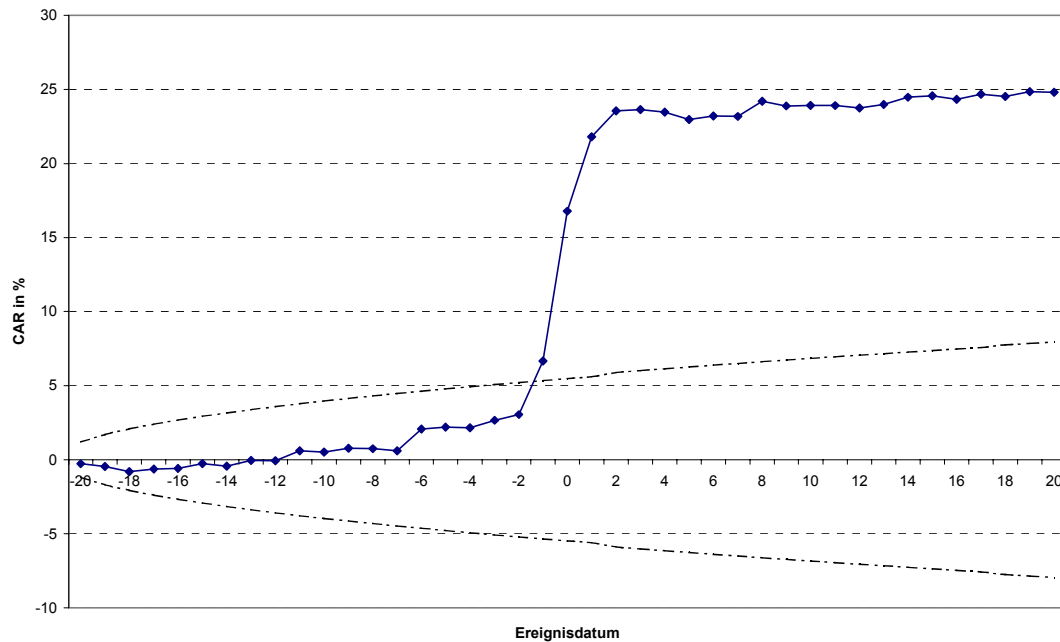


Der Bereich, der von den beiden symmetrisch um die Abszisse liegenden gestrichelt eingezeichneten Parallelen eingeschlossen wird, stellt das 95 %-Konfidenzintervall für die Nullhypothese dar, dass die jeweilige AR gleich Null ist. Werte, die ober- bzw. unterhalb dieses Bereichs liegen, sind demnach für das 5 %-Niveau signifikant.

Bezüglich der kumulierten abnormalen Renditen CAR erkennt man aus *Tabelle 3*, dass diese ab dem Ereignisdatum  $t = -1$ , für den eine CAR von 6,66 % und ein t-Wert von 2,44 resultieren, ein statistisch signifikantes Niveau annehmen. Für die gesamte Ereignisperiode [-20;+20] ergibt sich eine kumulierte abnormale Rendite von 24,80 % [t-Wert 6,12]. Die Bekanntgabe einer Going Private-Absicht ruft demnach einen statistisch hoch signifikanten positiven Ankündigungseffekt hervor. Eine Erklärung für das im Vergleich zu anderen Ereignisstudien<sup>58</sup> sehr starke Ansteigen der Aktienkurse kann darin gesehen werden, dass sich in den Pressemeldungen zum Going Private oftmals bereits konkrete Angaben zum Kaufangebot finden. Die kumulierten abnormalen Renditen spiegeln demnach nicht nur die Erwartungen des Marktes über mögliche Unternehmenswertsteigerungen bzw. potentielle Umverteilungen zwischen den Aktionärsgruppen, sondern vielmehr auch die angebotenen Übernahmeprämien wider. *Abbildung 2* veranschaulicht die Entwicklung der kumulierten abnormalen Rendite im Ereignisfenster graphisch.

<sup>58</sup> Vgl. exemplarisch *Gerke/Oerke/Sentner* (1997); *Bühner/Digmayer* (2003). Für eine Übersicht von Ereignisstudien bezüglich der Marktreaktionen auf Finanzierungsentscheidungen auf dem deutschen Kapitalmarkt siehe *Gebhardt* (2002).

Abbildung 2: Kumulierte abnormale Rendite im Ereignisfenster [-20;+20]



Der von den beiden gestrichelt eingezeichneten Funktionsverläufen umschlossene Bereich stellt das 95 %-Konfidenzintervall für die Nullhypothese dar, dass die jeweilige CAR gleich Null ist. Werte, die ober- bzw. unterhalb dieses Bereichs liegen, sind demnach für das 5 %-Niveau signifikant.

Nachfolgende *Tabelle 4* stellt die analog zu *MacKinlay (1997)* berechneten kumulierten abnormalen Renditen für verschiedene, symmetrisch um den Ankündigungstag liegende Zeitfenster dar. Sie zeigt, dass sowohl gemessen am Mittelwert als auch am Median durchweg positive, statistisch hoch signifikante kumulierte abnormale Renditen resultieren. Zudem erkennt man aus den letzten drei Spalten der *Tabelle 4*, dass der Großteil der Unternehmen positive kumulierte abnormale Renditen verzeichnet. Beispielsweise weist für das Zeitfenster [-5;+5] lediglich ein Unternehmen eine negative CAR auf, wohingegen die verbleibenden 35 Unternehmen positiv von der Going Private-Ankündigung beeinflusst werden. Dass auf Portfolioebene positive CAR erzielt werden, geht folglich nicht auf einzelne Ausreißer zurück. Letztlich werden somit für alle symmetrischen Zeitfenster von [0] bis [-20;+20] positive, statistisch signifikante kumulierte abnormale Renditen erzielt. Die Hypothese, dass die Ankündigung eines Going Private mit einem positiven Ankündigungseffekt verbunden ist, kann daher als bestätigt angesehen werden.

Tabelle 4: Kumulierte abnormale Renditen (CAR) für verschiedene Zeitfenster

Zeitfenster	Mittelwert	Median	Max	Min	# > 0	# < 0	Summe
[0]	10,12 %***	3,1 %***	76,2	-1,4	25	12	37
[-1;+1]	18,75 %***	16,3 %***	73,7	-2,9	35	2	37
[-2;+2]	21,09 %***	20,1 %***	76,1	-0,4	35	1	36
[-5;+5]	21,11 %***	19,3 %***	73,5	-2,7	35	1	36
[-10;+10]	23,57 %***	20,1 %***	80,9	-3,6	33	3	36
[-20;+20]	24,80 %***	22,3 %***	82,9	-24,1	30	5	35

Die Tabelle stellt die Mittelwerte sowie die Mediane der CAR für verschiedene, symmetrisch um den Ankündigungstag liegende Zeiträume dar. \*, \*\*, \*\*\* zeigen dabei an, ob die jeweilige CAR für das 10%-, 5%- bzw. 1%-ige Signifikanzniveau von Null verschieden ist. Dabei basieren die Signifikanzaussagen bezüglich der Mittelwerte auf dem einfachen t-Test nach *MacKinlay* (1997). Die Signifikanzaussagen für den Median basieren hingegen auf dem nicht-parametrischen Vorzeichentest nach Wilcoxon (Wilcoxon-Signed-Rank-Test). Ferner ist für jeden Zeitraum das Maximum und das Minimum der CAR angegeben. Zudem finden sich in den letzten 3 Spalten die Anzahl der Unternehmen, die im jeweiligen Zeitfenster eine positive bzw. negative CAR aufweisen, sowie die Anzahl der Unternehmen, für die eine CAR für das jeweilige Zeitfenster berechnet werden kann. Den Berechnungen für den Ereignistag [0] und das Ereignisfenster [-1;+1] liegen 37 Unternehmen zugrunde. Da an den Ereignistagen  $t = +2$  und  $t = +18$  jeweils Delistings erfolgen, umfassen die Berechnungen für die verbleibenden Ereignisfenster entsprechend weniger Unternehmen.

Des Weiteren kann man aus *Tabelle 4* Aussagen über die Anpassungsgeschwindigkeit der Aktienkurse an den neuen Informationsstand gewinnen. Setzt man als Basis für die gesamte Wertsteigerung die CAR für den Zeitraum [-20;+20] an, so werden gut 75 % dieser Wertsteigerung in dem dreitägigen Zeitfenster [-1;+1] realisiert. Weitet man das Zeitfenster um zwei weitere Tage auf [-2;+2] aus, so sind über 85 % der gesamten Wertsteigerung in diesem fünf-tägigen Zeitfenster zu verzeichnen. Demnach kann festgehalten werden, dass die neuen Informationen relativ schnell in den Aktienkursen verarbeitet werden und damit der Kapitalmarkt bei Going Private-Transaktionen ein hohes Maß an Informationseffizienz aufweist. Dies ist insbesondere deshalb bemerkenswert, weil es sich bei den untersuchten Aktien häufig um marktenge Werte handelt. Wie bereits erwähnt könnte dieser Effekt in seiner Intensität auch dadurch hervorgerufen sein, dass sich der Kurs am bekanntgegebenen Abfindungsangebot orientiert.

## 7 Weitere Ergebnisse

In diesem Abschnitt wird der Frage nachgegangen, ob sich die kumulierten abnormalen Renditen bezüglich der bereits in Abschnitt 4.2 diskutierten Charakteristika einer Going Private-Transaktion unterscheiden. *Tabelle 5* stellt die Mittelwerte und Mediane der kumulierten abnormalen Renditen exemplarisch für den Zeitraum [-5;+5] für disjunkte Teilstichproben dar.

Tabelle 5: Kumulierte abnormale Rendite (CAR) [-5; +5] nach Schichtungskriterien

Kriterium	Ausprägung	N	Mittelwert	p-Wert	Median	p-Wert
Investor	Finanzinv.	8	23,28 %	0,6886	21,48 %	0,2954
	Strateg. Inv.	28	20,49 %			
Initiator	Insider	17	16,72 %	0,1454	13,07 %	0,1061
	Outsider	19	25,04 %			
Relative Kursentwicklung <sup>a)</sup>	> 0	15	14,95 %	0,0654	7,97 %	0,0316
	< 0	21	25,51 %			
Zeitbänder	1995–1998	9	23,17 %	0,6805	21,27 %	0,5837
	1999–2002	27	20,42 %			
Marktkapitalisierung	> 100 Mio. €	17	19,23 %	0,5383	19,29 %	0,7274
	< 100 Mio. €	19	22,79 %			
Marktkapitalisierung des Streubesitzes	> 20 Mio. €	17	24,50 %	0,2635	20,99 %	0,2813
	< 20 Mio. €	19	18,08 %			
Streubesitz	> 20 %	17	25,92 %	0,1091	20,99 %	0,1539
	< 20 %	19	16,80 %			

Die Tabelle zeigt Mittelwerte und Mediane der CAR [-5;+5] für verschiedene Teilstichproben auf. Die p-Werte in der drittletzten und letzten Spalte geben die Wahrscheinlichkeit an, mit der sich die Mittelwerte bzw. Mediane der Teilstichproben entsprechen. Die p-Werte für den Mittelwert werden mit Hilfe des t-Tests berechnet. Auf dem nicht-parametrischen Wilcoxon-Rangsummentest (U-Test von Mann-Whitney) basieren hingegen die p-Wertberechnungen für den Median. Aufgrund des Delisting eines Unternehmens am Ereignistag  $t = +2$  werden im Unterschied zu *Tabelle 2* lediglich 36 Unternehmen erfasst.

<sup>a)</sup> Ein Unternehmen weist genau dann eine positive relative Kursentwicklung [ $> 0$ ] auf, wenn es in den 230 Handelstagen zwischen [-250;-21] eine bessere Performance als der CDAX im selben Zeitraum aufweist.

Bezüglich des Investortyps unterscheiden sich die kumulierten abnormalen Renditen für Finanzinvestoren bzw. Strategische Investoren nicht signifikant voneinander. Konkret liegt der Mittelwert der CAR bei Finanzinvestoren mit 23,28 % lediglich um knapp 3 % oberhalb des Mittelwertes der CAR für Strategische Investoren, die mit 20,49 % gegeben ist. Auch bezüglich der Mediane liegt kein signifikanter Unterschied zwischen den Verteilungen der CAR der Teilstichproben vor.

Gruppieren man die Gesamtstichprobe nach dem Typ des Initiators in zwei Teilstichproben, so zeigt *Tabelle 5*, dass bei outsider-initiierten Transaktionen die höheren kumulierten abnormalen Renditen zu beobachten sind. Insbesondere liegen die Mittelwerte der CAR bei den Outsidern mit 25,04 % um gut 8 % über denen, die bei Insidern realisiert werden. Die Betrachtung der Mediane bestätigt dieses Ergebnis. Eine Erklärung für den Unterschied in den CAR kann darin gesehen werden, dass lediglich Outsider den Aktienmarkt systematisch nach besonders aussichtreichen Going Private-Kandidaten absuchen. Insider sind hingegen durch ihre langjährige Mehrheitsbeteiligung auf wenige Unternehmen festgelegt und führen somit keinen

Suchprozess durch, um diejenigen Unternehmen mit besonders großem Potenzial zur Unternehmenswertsteigerung zu identifizieren. Aufgrund dieses Unterschieds im Auswahlprozess scheint das Ergebnis plausibel, dass bei outsider-initiierten Transaktionen die höheren kumulierten abnormalen Renditen resultieren. Allerdings ist dieser Unterschied selbst auf dem 10 %-Niveau nicht mehr statistisch signifikant.

Erfolgt eine Einteilung der Going Private-Unternehmen danach, ob ein Unternehmen im Zeitraum [-250;-21] über eine bessere bzw. schlechtere Kursentwicklung als der CDAX verfügt, so erkennt man aus *Tabelle 5*, dass Unternehmen mit einer unterdurchschnittlichen Aktienkursentwicklung eine mittlere CAR von 25,51 % aufweisen. Diese kumulierte abnormale Rendite ist um etwa 10 % höher als für diejenigen Going Private-Unternehmen, die sich im oben genannten Zeitraum besser als der CDAX entwickelt haben. Der p-Wert für den Mittelwert zeigt dabei an, dass dieser Unterschied in den CAR gemäß dem t-Test auch statistisch signifikant für das 10 %-Niveau ist. Die Betrachtung der Mediane bestätigt das Ergebnis, dass für Unternehmen mit einer schlechten Aktienkursentwicklung höhere kumulierte abnormale Renditen zu konstatieren sind. Die Aktionäre derjenigen Unternehmen, die im Vorfeld der Ankündigung eine besonders schlechte Aktienkursentwicklung aufweisen, werden somit durch die höhere CAR für die bisher unterdurchschnittliche Performance zumindest teilweise kompensiert. Das Ergebnis lässt sich auch dahingehend interpretieren, dass für diese Unternehmen höhere unausgeschöpfte Wertpotenziale vorliegen könnten. Solche Unternehmen sollten gemäß der in Abschnitt 3 erörterten Argumente besonders stark von einem Börsenrückzug profitieren.

*Tabelle 5* zeigt weiterhin, dass der Going Private-Markt im Hinblick auf die realisierten kumulierten abnormalen Renditen in zeitlicher Sicht keinen Veränderungen ausgesetzt ist, da sich sowohl die Mittelwerte als auch die Mediane für beide Perioden von 1995 bis 1998 sowie von 1999 bis 2002 weitgehend entsprechen.

Ferner stellt *Tabelle 5* die kumulierten abnormalen Renditen in Abhängigkeit von der Unternehmensgröße – gemessen an der Marktkapitalisierung und der Marktkapitalisierung des Streubesitzes – dar. Für große bzw. kleine Unternehmen unterscheiden sich die erzielten kumulierten abnormalen Renditen gemäß beider Maße nicht signifikant voneinander, so dass die Unternehmensgröße keinen Einfluss auf die Kursreaktion auszuüben scheint. Die in Abschnitt 4.1 diskutierte Problematik, dass die Stichprobe bezüglich der Unternehmensgröße verzerrt ist, erscheint demnach im Hinblick auf die Aussagen zum Ankündigungseffekt nicht allzu schwer zu wiegen.

Der Streubesitz scheint hingegen Auswirkungen auf die CAR zu haben. So ist für Unternehmen, die einen Streubesitz von über 20 % aufweisen, im Mittelwert eine CAR von 25,92 % zu beobachten, wohingegen für Unternehmen mit geringerem Streubesitz ein etwa 9 % niedrigerer Wert resultiert. Auch bezüglich der Mediane beobachtet man für Unternehmen mit größerem Streubesitz die höheren kumulierten abnormalen Renditen. Eine Erklärung für dieses Ergebnis kann in der mit dem Börsenrückzug einhergehenden Einsparung von Agency-Kosten gesehen werden, die mit dem Streubesitz steigen<sup>59</sup>. Jedoch ist der Unterschied bezüglich der CAR zwischen den beiden Gruppen auch auf dem 10 %-Niveau nicht statistisch signifikant.

Als Zwischenergebnis lässt sich festhalten, dass vor allem die relative Kursentwicklung, daneben aber auch der Initiatorotyp und der Streubesitz die beobachtbaren CAR zu beeinflussen scheinen. Um diese Einflussfaktoren einer weiteren Überprüfung zu unterziehen, wird ein hier nicht dokumentiertes multiples Regressionsmodell geschätzt, in dem die in *Tabelle 5* aufgeführten Variablen als Regressoren eingehen. Hierbei zeigt sich, dass lediglich die relative Kursentwicklung vor der Going Private-Ankündigung sowie der Streubesitz einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der kumulierten abnormalen Rendite CAR [-5;+5] ausüben. Alle weiteren Variablen – einschließlich der Dummy-Variable für den Initiatorotyp – sind statistisch nicht signifikant. Dass der Initiatorotyp im multiplen Regressionsmodell keinen signifikanten Einfluss auf die Höhe der kumulierten abnormalen Renditen hat, ist durch die hohe Korrelation dieses Merkmals mit dem Streubesitz zu erklären. So weisen gemäß *Tabelle 2* outsider-initiierte Transaktionen mit einem durchschnittlichen Streubesitz von 26,9 % einen wesentlich höheren Anteil frei handelbarer Aktien aus als insider-initiierte Transaktionen, bei denen sich der mittlere Streubesitz auf lediglich 18,8 % beläuft. Da die Dummy-Variable für den Initiatorotyp und die metrische Variable für den Streubesitz demnach denselben Einflussfaktor widerspiegeln, kann es nicht verwundern, dass dieser Einflussfaktor im Regressionsmodell allein von der Variable Streubesitz eingefangen wird.

## 8 Zusammenfassung

Untersuchungsgegenstand der vorliegenden Arbeit ist der deutsche Going Private-Markt der Jahre 1995 bis 2002. In dieser Zeit werden insgesamt 52 Going Privates angekündigt, die zu einem Delisting bis einschließlich Juni 2003 führen. Die 37 Unternehmen in der analysierba-

---

<sup>59</sup> Siehe hierzu ausführlich Abschnitt 3.

ren Stichprobe weisen dabei zum letzten Bilanzstichtag vor der Going Private-Ankündigung eine Marktkapitalisierung von insgesamt 6.925,9 Mio. € auf. Es zeigt sich weiterhin, dass Going Private-Unternehmen im Vorfeld der Going Private-Ankündigung durch einen geringen Streubesitz von durchschnittlich etwa 77,1 % gekennzeichnet sind, sodass sich die Marktkapitalisierung der im Streubesitz befindlichen Aktien auf lediglich 1.872,5 Mio. € beläuft. Damit muss der Hauptaktionär im Mittel Aktien im Wert von 50,6 Mio. € von Minderheitsaktionären erwerben, um den Börsenrückzug verwirklichen zu können.

Die Ereignisstudie zeigt, dass der Kapitalmarkt auf eine Rückzugsabsicht mit stark ansteigenden Aktienkursen reagiert. Damit kann die Hypothese bestätigt werden, dass der Ankündigungseffekt, der sich aus der mit einem Börsenrückzug induzierten Unternehmenswertsteigerung sowie aus Umverteilungen zwischen den Aktionärsgruppen zusammensetzt, positiv ist. Insbesondere stellen sich ab dem Ereigniszeitpunkt  $t = -1$  statistisch signifikante, positive kumulierte abnormale Renditen ein. Für die gesamte Ereignisperiode  $[-20; +20]$  resultiert eine kumulierte abnormale Rendite von 24,8 %. Einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der kumulierten abnormalen Renditen scheinen dabei vor allem der Streubesitz und die relative Kursentwicklung vor der Going Private-Ankündigung auszuüben. Konkret steigt die kumulierte abnormale Rendite mit dem Anteil der Aktien im Streubesitz sowie mit dem prozentualen Renditenachteil, den das Unternehmen im Jahr vor der Going Private-Ankündigung im Vergleich zum Marktportfolio zu verzeichnen hat.

Interpretiert man die Höhe der kumulierten abnormalen Rendite als Approximation für den erwarteten Zuwachs des Unternehmenswerts, der durch einen Börsenrückzug induziert wird, so ist ein durchschnittlicher Wertzuwachs von 24,8 % als erheblich anzusehen. Bei der Bewertung dieses Teilergebnisses ist allerdings zu beachten, dass lediglich solche Unternehmen Gegenstand der Untersuchung sind, die den Rückzug von der Börse mit Erfolg vollzogen haben. Die Schlussfolgerung, dass jedes börsennotierte Unternehmen seinen Unternehmenswert durch einen Börsenrückzug steigern kann, kann demnach nicht gezogen werden. An die in diesem Beitrag gefundenen Ergebnisse schließt sich die Frage an, inwiefern sich die bei einer Going Private-Ankündigung erwarteten Wertsteigerungen tatsächlich einstellen. Weiteren Forschungsarbeiten bleibt es daher vorbehalten, zu untersuchen, ob die Entwicklung der Unternehmen nach dem Börsenrückzug vom deutschen Kapitalmarkt den positiven Ankündigungseffekt rechtfertigt.



## Literaturverzeichnis

- Armitage, Seth* (1995), Event Study Methods and Evidence on their Performance, in: *Journal of Economic Surveys*, Vol. 8, No. 4, S. 25-52.
- Asquith, Paul/Wizman, Thierry A.* (1990): Event Risk, Covenants, and Bondholder Returns in Leveraged Buyouts, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, S. 195-213.
- Baker, George P./Jensen, Michael C./Murphy, Kevin J.* (1988): Compensation and Incentives: Practice vs. Theory, in: *Journal of Finance*, Vol. 43, S. 593-616.
- Beck, Ralf/Stinn, Dietmar* (2002), Börsenrückzugs-Gesellschaften in Deutschland – Eine empirische Untersuchung, in: *Finanz Betrieb*, 4. Jg., S. 653-660.
- Boehmer, Ekkehart/Musumeci, Jim/Poulsen, Annette* (1991), Event-Study Methodology Under Conditions of Event-Induced Variance, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 30, S. 253-272.
- Brown, Stephen J./Warner, Jerold B.* (1985), Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, S. 3-31.
- Bühner, Rolf/Digmayer, Jörg* (2003), Aktienmarktreaktionen auf die Ankündigungen von Spin-offs und Sell-offs, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 55. Jg., S. 657-677.
- Burghof, Hans-Peter/Schilling, Dirk* (2003), Going Private als Corporate Governance-Transaktion, in: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 55. Jg., S. 117-136.
- Corrado, Charles J.* (1989), A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, S. 385-395.
- DeAngelo, Harry/DeAngelo, Linda/Rice, Edward M.* (1984), Going Private: Minority Freezeouts and Stockholder Wealth, in: *Journal of Law and Economics*, Vol. 27, S. 367-401.
- Denis, David J.* (1992): Corporate Investment Decisions and Corporate Control: Evidence From Going-Private Transactions, in: *Financial Management*, Vol. 21, No. 3, S. 80-94.
- Denis, David J./Denis, Diane K.* (1993): Managerial Discretion, Organizational Structure, and Corporate Performance: A Study of Leveraged Recapitalizations, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 16, S. 209-236.
- Eddey, Peter H./Lee, Kin Wai/Taylor, Stephen L.* (1996): What Motivates Going Private?: An Analysis of Australian Firms, in: *Accounting and Finance*, Vol. 36, S. 31-50.
- Eisele, Florian/Götz, Alexander/Walter, Andreas* (2003a), Motive, Gestaltungsalternativen und Ablauf eines Going Private – Ein alternativer Erklärungsansatz für das Börsenrückzugsphänomen, in: *Finanz Betrieb*, 5. Jg., S. 479-485.
- Eisele, Florian/Götz, Alexander/Walter, Andreas* (2003b), Going Private-Transaktionen am deutschen Kapitalmarkt – Eine empirische Bestandsaufnahme, in: *Finanz Betrieb*, 5. Jg., S. 839-850.
- Fama, Eugene F. u. a.* (1969), The Adjustment of Stock Prices to New Information, in: *International Economic Review*, Vol. 10, S. 1-21.

- Gebhardt, Günther* (2002), Announcement Effects of Financing Decisions by German Companies: Synthesis of an Empirical Research Program, in: Franke, Günter/Gebhardt, Günther/Krahn, Jan P. (Hrsg.), German Financial Markets and Institutions: Selected Studies, Schmalenbach Business Review, Special Edition No. 1, S. 107-134.
- Gerke, Wolfgang/Oerke, Marc/Sentner, Arnd* (1997), Der Informationsgehalt von Dividendenänderungen auf dem deutschen Aktienmarkt, in: Die Betriebswirtschaft, 57. Jg., S. 810-822.
- Grossman, Sanford J./Hart, Oliver D.* (1982), Corporate Financial Structure and Managerial Incentives, in: McCall, John J. (Hrsg.), The Economics of Information and Uncertainty, S. 103-137.
- Hecker, Renate/Kaserer, Christoph* (2003), Going Private im Wege des Minderheitenausschlusses: Eine empirisch orientierte Bestandsaufnahme, in: Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 55. Jg., S. 137-162.
- Hohn, Nikola* (2000), Going Private: Vorteilhaftigkeitsanalyse und Gestaltungsformen.
- Jensen, Michael C.* (1986), Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, in: American Economic Review, Vol. 76, Papers and Proceedings, S. 323-329.
- Jensen, Michael C.* (1989): Eclipse of the Public Corporation, in: Harvard Business Review, Vol. 67, No. 5, S. 61-74.
- Jensen, Michael C./Meckling, William H.* (1976), Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, in: Journal of Financial Economics, Vol. 3, S. 305-360.
- Kaplan, Steven N.* (1989), The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value, in: Journal of Financial Economics, Vol. 24, S. 217-254.
- Kemper, Oliver/Schiereck, Dirk* (2002), Going Privates in Deutschland, in: Das Wirtschaftsstudium, 31. Jg., S. 88-92 und S. 217-223.
- Kieschnick, Robert L.* (1998), Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions Revisited, in: Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 25, S. 187-202.
- Kim, Wi Saeng/Lyn, Esmeralda O.* (1991): Going Private: Corporate Restructuring under Information Asymmetry and Agency Problems, in: Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 18, S. 637-648.
- Kosedag, Arman/Lane, William R.* (2002): Is it Free Cash Flow, Tax Savings, or Neither? An Empirical Confirmation of Two Leading Going-private Explanations: The Case of ReLBOs, in: Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 29, S. 257-271.
- Lehn, Kenneth/Poulsen, Annette* (1989), Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions, in: Journal of Finance, Vol. 44, S. 771-787.
- MacKinlay, Craig A.* (1997), Event Studies in Economics and Finance, in: Journal of Economic Literature, Vol. 35, S. 13-39.
- Marais, Laurentius/Schipper, Katherine/Smith, Abbie J.* (1989): Wealth Effects of Going Private for Senior Securities, in: Journal of Financial Economics, Vol. 23, S. 155-191.
- Masulis, Ronald W.* (1980), The Effects of Capital Structure Change on Security Prices, in: Journal of Financial Economics, Vol. 8, S. 139-177.
- Mian, Shehzad/Rosenfeld, James* (1993), Takeover Activity and the Long-Run Performance of Reverse Leveraged Buyouts, in: Financial Management, Vol. 22, No. 4, S. 46-57.

- Muscarella, Chris J./Vetsuypens, Michael R.* (1990), Efficiency and Organizational Structure: A Study of Reverse LBOs, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, S. 1389-1413.
- Nathusius, Klaus* (2003), Going Private als Investmentalternative für Private Equity-Fonds, in: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 55. Jg., S. 175-189.
- Neuhaus, Stefan/Schremper, Ralf* (2003), Langfristige Performance von Initial Public Offerings am deutschen Kapitalmarkt, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 73. Jg., S. 445-472.
- Nowak, Eric/Gropp, Alexandra* (2002), Ist der Ablauf der Lock-up-Frist bei Neuemissionen ein kursrelevantes Ereignis?, Eine empirische Analyse von Unternehmen des Neuen Marktes, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 54. Jg., S. 19-45.
- Opler, Tim C./Titman, Sheridan* (1993): The Determinants of Leveraged Buyout Activity: Free Cash Flow vs. Financial Distress Costs, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, S. 1985-1999.
- Richard, Jörg* (2002), Motive und Ausgestaltung eines Going Private, in: Richard, Jörg/Weinheimer, Stefan (Hrsg.), *Handbuch Going Private*, S. 23-48.
- Scholes, Myron/Williams, Joseph T.* (1977), Estimating Betas from Nonsynchronous Data, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, S. 309-327.
- Schremper, Ralf* (2003), Kapitalmarktrelevanz deutscher Aktienrückkaufprogramme, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 55. Jg., S. 578-605.
- Slovin, Myron B./Sushka, Marie E./Bendeck, Yvette M.* (1991): The Intra-Industry Effects of Going-Private Transactions, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, S. 1537-1550.
- Smith, Abbie J.* (1990): Corporate Ownership Structure and Performance: The Case of Management Buyouts, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 27, S. 143-164.
- Travlos, Nickolaos G./Cornett, Marcia Millon* (1993), Going Private Buyouts and Determinants of Shareholders' Returns, in: *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 8, S. 1-25.
- Weston, J. Fred/Siu, Juan A./Johnson, Brian A.* (2001), *Takeovers, Restructuring, and Corporate Governance*, 3. Aufl.
- Zillmer, Peter* (2002), Public to Private-Transaktionen in Deutschland – Eine empirische Analyse öffentlicher Übernahmeangebote, in: *Finanz Betrieb*, 4. Jg., S. 490-495.