

## **Die Einführung der 5-DM-Aktie – Ein Testfall für die Untersuchung der Mikrostruktur von Aktienmärkten**

Von Christoph Kaserer, Würzburg, und Hans-Peter Mohl\*, Frankfurt/M.

### **I. Einleitung**

Es gibt hierzulande zwei Möglichkeiten, mit denen eine Aktiengesellschaft die Anzahl ihrer umlaufenden Aktien erhöhen kann, ohne daß gleichzeitig dem Unternehmen neues Kapital zufließt. Üblicherweise geschieht dies im Rahmen einer Kapitalerhöhung aus Gesellschaftsmitteln (KEaGM) gemäß § 207 ff. AktG; in besonderen Fällen kann eine Aktiengesellschaft aber auch den Nennwert ihrer Aktien bei gleichzeitiger Ausgabe einer entsprechenden Zahl neuer Aktien reduzieren.<sup>1</sup> Voraussetzung hierfür ist natürlich, daß der alte Nennwert der Aktie über dem in § 8 (2) AktG genannten Mindestnennwert liegt. Dieser zweite Vorgang, den man in Anlehnung an die amerikanische Terminologie auch als „stock split“ – oder neudeutsch Aktiensplitt – bezeichnet, hatte bis vor kurzem in Deutschland keine praktische Bedeutung, weil der Nennwert der allermeisten börsengehandelten Aktien seit Jahrzehnten auf der bis in das Jahr 1994 gültigen Mindestschwelle von 50 DM lag. Mit dem zweiten Finanzmarktförderungsgesetz<sup>2</sup> wurde der Mindestnennwert einer Aktie mit Wirksamkeit ab 10.8.1994 auf 5 DM reduziert. Damit bot sich allen Unternehmen die Gelegenheit, ihren Aktiennennwert zu reduzieren; hiervon haben bislang zahlreiche börsennotierte Unternehmen Gebrauch gemacht.

Die im Vorfeld der Verabschiedung der Gesetzesnovelle vorgebrachten Argumente für die Einführung der 5-DM-Aktie beschränkten sich im wesentlichen darauf, die Vorteile für den Kleinanleger zu betonen. So wurde argumentiert, daß optisch hohe Kurse eine psychologische Hemm-

---

\* Die Autoren bedanken sich bei einem anonymen Gutachter für wertvolle Kommentare und Anregungen.

<sup>1</sup> Beträgt das Verhältnis zwischen dem Nennwert der Aktien nach der Umstellung und jenem vor der Umstellung  $F$ , dann muß die Anzahl der Aktien bei konstantem Grundkapital um den Faktor  $1/F$  erhöht werden.

<sup>2</sup> Vgl. Zweites Finanzmarktförderungsgesetz, 1994, BGBl I 1994, Nr. 48, S. 1777.

schwelle beim Aktienerwerb darstellten<sup>3</sup> und damit eine Teilschuld an der mangelnden Verbreitung der Aktie als Anlageinstrument in Deutschland<sup>4</sup> trügen. Im übrigen sei „das Kursrisiko bei schweren Aktien höher als bei leichteren Aktien“ und „die Kurssteigerungschancen bei leichteren Aktien günstiger“.<sup>5</sup> Schließlich sei als weiterer Vorteil für den Kleinaktionär zu bedenken, daß eine Depotdiversifikation um so leichter möglich sei, je billiger die Aktien sind.<sup>6</sup> Angesichts des mit diesen wenigen Beispielen belegten Verzichts auf eine finanzierungstheoretisch fundierte Diskussion der Auswirkungen einer Nennwertherabsetzung ist es nicht überraschend, daß die realen Auswirkungen dieser Maßnahme falsch eingeschätzt wurden. Jedenfalls wird der hier vorliegende Beitrag belegen, daß die Nennwertherabsetzung einerseits nicht zu signifikanten positiven Kursreaktionen geführt hat;<sup>7</sup> andererseits kann aber ein signifikanter Anstieg der Kursvolatilität nachgewiesen werden. Insoweit hat die Nennwertherabsetzung gerade nicht zu einer kleinanlegerfreundlicheren Börsenlandschaft geführt.<sup>8</sup>

Für eine wissenschaftlich fundiertere Diskussion der mit einer Nennwertumstellung verbundenen Kurseffekte wäre es von Vorteil gewesen, sich näher mit den in den USA gemachten Erfahrungen zu beschäftigen. Auf dem dortigen Kapitalmarkt ist ein Aktiensplitt eine von Zeit

---

<sup>3</sup> Diese Überlegung äußerte der Bundesverband der Deutschen Industrie; vgl. Börsen-Zeitung vom 26.8.1994, S. 4.

<sup>4</sup> Zu dieser Meinung kam das Deutsche Aktieninstitut; vgl. Börsen-Zeitung vom 22.10.1994, S. 22.

<sup>5</sup> Auch diese Meinung wurde von Industrievertretern geäußert; vgl. Börsen-Zeitung vom 9.12.1994, S. 4.

<sup>6</sup> Diese Überzeugung stammt von der BASF AG; vgl. Börsen-Zeitung vom 7.12.1994, S. 4. Die Geschäftsleitung dieses Unternehmens ist ohnehin für besonders fundierte Kapitalmarktkenntnisse bekannt, wie sich anlässlich einer Auseinandersetzung um die Vorteilhaftigkeit einer ordentlichen Kapitalherabsetzung im Jahre 1991 zeigte. Für eine Darstellung der damals offenkundig gewordenen Unkenntnis der Funktionsweise von Kapitalmärkten vgl. Wenger et al. (1995), S. 763 ff.

<sup>7</sup> Angesichts der bisher genannten Argumente ist es naheliegend, daß verschiedene Kommentatoren tatsächlich mit positiven Kursreaktionen auf die Einführung der 5-DM-Aktie gerechnet haben. So fand sich in der Börsen-Zeitung vom 9.12.1994, S. 4, ein Kommentar mit dem bezeichnenden Titel: „Mehrwert durch niedrigen Nennwert“. Darin wird die Meinung geäußert, daß die „Herabsetzung des Nennwertes tendenziell mit einer Nachfragesteigerung bei Privatanlegern in Verbindung gebracht“ werden kann, „die insgesamt zu einer Erhöhung des Börsenwertes der Gesellschaft führen könnte“.

<sup>8</sup> Die Diskussion um die 5-DM-Aktie ist ein weiteres Anschauungsbeispiel dafür, wie leichtfertig man in der Gesetzgebungsdiskussion auf ökonomischen Sachverstand verzichtet. Diesen Umstand beklagte etwa auch Chmielewicz (1988), S. 56, im Zusammenhang mit dem Zustandekommen des Bilanzrichtliniengesetzes.



zu Zeit übliche Maßnahme. Ebenso wie in Deutschland ist dabei zwischen einer auf einer Einstellung von Gewinnrücklagen („retained earnings“) in das Grundkapital („capital stock“) basierenden Ausgabe von neuen Aktien und einer auf eine Nennwertreduktion zurückgehenden Aktienaussgabe zu unterscheiden. Erstere werden als „stock dividends“ und letztere als „stock splits“ bezeichnet. Dabei ist allerdings zu beachten, daß bei „stock dividends“, bei denen sich die Anzahl der Aktien um mehr als 25 % erhöht, die Unternehmen nicht verpflichtet sind, eine Umbuchung der Gewinnrücklagen in das Grundkapital und in die Kapitalrücklagen vorzunehmen. Nehmen die Unternehmen dieses Wahlrecht wahr, dann wird aus einer „stock dividend“ faktisch ein „stock split“.<sup>9</sup> Insofern ist es gelegentlich schwierig, eine KEaGM von einem echten Aktiensplitt zu unterscheiden. Insbesondere kann dieses Problem bei empirischen Untersuchungen relevant werden, weil aus den Datenbanken die Wahrnehmung dieses Wahlrechtes nicht immer eindeutig hervorgeht.<sup>10</sup>

Es stellt sich nun die Frage, ob es aus ökonomischer Sicht überhaupt einen Grund gibt, eine Nennwertumstellung von einer KEaGM zu differenzieren. In beiden Fällen erhöht sich die Anzahl der Aktien, ohne daß dem Unternehmen neue Mittel zufließen. Somit sollte der Unternehmenswert von beiden Maßnahmen unbeeinflusst bleiben. Dabei übersieht man aber zunächst, daß die Ausschüttungsansprüche der Kapitalgeber von beiden Maßnahmen in unterschiedlicher Weise tangiert werden. Da es bei einer KEaGM zu einer Umbuchung von Gewinnrücklagen in Grundkapital und Kapitalrücklage kommt, wird das umgebuchte Kapital einer faktischen Ausschüttungssperre unterworfen. Damit erhöht sich ceteris paribus die Haftungsmasse für die Fremdkapitalgeber. Obwohl in den USA die Möglichkeiten zur Durchführung einer ordentlichen Kapitalherabsetzung einfacher sind als hierzulande, gilt auch dort gelegentlich aufgrund von gesetzlichen oder vertraglichen Vereinbarungen eine faktische Ausschüttungssperre für das Grundkapital. Insofern wird auch dort durch eine „stock dividend“-Maßnahme, bei der wie bereits erwähnt Gewinnrücklagen in Grundkapital umgebucht werden, der Ausschüttungsspielraum der Unternehmen reduziert.<sup>11</sup>

---

<sup>9</sup> Zur bilanziellen Behandlung von „stock dividends“ und „stock splits“ in den USA vgl. *Gebhardt et al.* (1994), S. 312, und *Grinblatt et al.* (1984), S. 464.

<sup>10</sup> Dies gilt vor allem für die CRSP-Datenbank, die bei solchen Untersuchungen am häufigsten verwendet wird. Hierzu meinen *Rankine* und *Stice* (1997), S. 161: „This suggest that the CRSP classification cannot be relied on to accurately distinguish between stock dividends and stock splits.“

<sup>11</sup> Vgl. *Kalay* (1982) und *Grinblatt et al.* (1984), S. 463 f.

Diese Überlegungen sprechen nun aber allenfalls dafür, daß die Fremdkapitalgeber von einer KEaGM profitieren, während eine Nennwertumstellung ein irrelevantes Ereignis sein müßte. Aus zahlreichen empirischen Untersuchungen aus dem angelsächsischen Raum ist aber bekannt, daß Aktiensplits signifikante Kursreaktionen hervorrufen. Dieser Widerspruch zu der vermeintlichen Bedeutungslosigkeit dieser Maßnahme wird in der Literatur im wesentlichen durch zwei Hypothesen erklärt. Zum einen wird im Rahmen der Signalthypothese unterstellt, daß die Unternehmensleitung trotz einer erhöhten Anzahl von Aktien aus bestimmten Gründen an einer unveränderten Dividende pro Aktie festhalten möchte. In diesem Fall wäre mit der Kapitalmaßnahme eine Erhöhung der Ausschüttungssumme verbunden, weshalb sie, ähnlich wie die Ankündigung einer Dividendensteigerung, zu positiven Kursreaktionen führen wird. Verstärkt wird dieses Argument zumindest in jenen Fällen, in denen die Ausgabe neuer Aktien auf einer Umbuchung von Gewinnrücklagen in Grundkapital beruht, zusätzlich dadurch, daß der zukünftige Ausschüttungsspielraum der Unternehmensleitung reduziert wird, weil der Zugriff auf Grundkapital und Kapitalrücklage für Ausschüttungszwecke nur unter erschwerten Bedingungen möglich ist. Allein schon wegen dieser freiwilligen Schließung von Quellen, aus denen zukünftige Ausschüttungen gespeist werden könnten, ergibt sich ein glaubwürdiges Signal dafür, daß die Unternehmensleitung von positiven Ertragsaussichten ausgeht.<sup>12</sup> Entweder zusätzlich oder konkurrierend dazu unterstellen andere Autoren, daß ein Aktiensplit zu einer Veränderung des Umsatzvolumens in der betreffenden Aktie führt; dies könnte mit der Mikrostruktur des Aktienhandels zusammenhängen oder auch auf eine steigende Beteiligung von Kleinanlegern aufgrund erleichterter Zugangsmöglichkeiten zum Aktienhandel zurückzuführen sein. Jedenfalls könnte durch die „Gratisausgabe“ neuer Aktien die Liquidität des Aktienmarktes beeinflußt werden, weshalb man von der Liquiditätshypothese spricht.

Der hier vorliegende Beitrag hat es sich zum Ziel gesetzt, die Bedeutung des Liquiditätseffektes als Erklärungsansatz für die Kursreaktionen bei Aktiensplits zu untersuchen. Als empirischer Testfall dafür bietet sich die Einführung der 5-DM-Aktien in Deutschland an. Das wissenschaftliche Interesse an diesem Vorgang wird dabei von der Überlegung geleitet, daß zur Erklärung der zu beobachtenden Kurseffekte die Liqui-

---

<sup>12</sup> Daher spricht man auch von der „retained earnings hypothesis“ zur Erklärung der Kurseffekte von KEaGM; vgl. *Grinblatt et al.* (1984), S. 463. Sie kann als eine spezielle Variante der Signalthypothese betrachtet werden.

ditätshypothese heranzuziehen ist; die Anwendung der Signalthypothese verbietet sich aus naheliegenden Gründen, weil mit der Umstellung des Nennwertes weder ein Dividendenänderungssignal noch eine Erhöhung der ausschüttungsgesparten Beträge verbunden ist. Die Möglichkeit einer solchen isolierten Betrachtung des Liquiditätseffektes stellt eine interessante Ergänzung zu den bisher vorliegenden einschlägigen Forschungsarbeiten dar. Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Kapitel II. wird die beiden konkurrierenden Erklärungshypothesen und die hierzu vorliegenden empirischen Ergebnisse vorstellen. Aufbauend auf einem einfachen Kursprozeß-Liquiditätsmodell werden drei Untersuchungshypothesen zur Kursreaktion auf eine Nennwertumstellung entwickelt. Diese werden in Kapitel III. einer empirischen Überprüfung unterzogen.

## II. Kursreaktionen auf KEaGM und Aktiensplitts

### 1. Die Signalthypothese

Die Entwicklung der Signalthypothese als Erklärungsansatz für die Kursreaktionen auf Kapitalmaßnahmen, bei denen die Anzahl der umlaufenden Aktien erhöht wird, ohne daß dem Unternehmen zusätzliche Mittel zufließen, kann auf die viel beachtete Studie von *Fama et al.* (1969) zurückdatiert werden. Sie konnten in einem mehrjährigen Zeitfenster um den Ankündigungszeitpunkt einer solchen Kapitalmaßnahme positive abnormale Kurseffekte feststellen. Dabei werteten sie insgesamt 940 „stock splits“ und „stock dividends“ aus, bei denen die Anzahl der Aktien um mindestens 25 % stieg. Als Erklärungshypothese führten sie aus, daß die Unternehmensleitung an einer möglichst kontinuierlichen Dividende pro Aktie interessiert sei,<sup>13</sup> weshalb sie einen Aktiensplitt nur dann durchführen bzw. den Aktionären vorschlagen werde, wenn die eigenen Ertragserwartungen die Ausschüttung einer um den Berichtigungsfaktor höheren Dividendensumme erlaubten. Das Management signalisiere somit mit dieser Kapitalmaßnahme seine privaten Informationen über die zukünftige Unternehmensentwicklung. Unter dieser Voraussetzung wird der Aktiensplitt einen positiven Ankündigungseffekt haben. Er ist letztlich jenem einer Dividendenerhöhung gleich, weshalb

---

<sup>13</sup> Ein solches Ausschüttungsverhalten wurde bereits von *Lintner* (1956) begründet und konnte in verschiedenen empirischen Untersuchungen bestätigt werden; vgl. hierzu *Fama* und *Babiar* (1968), und *Marsh* und *Merton* (1987). Eine weitere Analyse der Bestimmungsfaktoren für Dividendenkontinuität findet sich in *Jeong* und *Powell* (1994).

er sich auch im Rahmen der von *Bhattacharya* (1979) und *Miller* und *Rock* (1985) entwickelten Dividendensignalmodelle plausibel erklären läßt.<sup>14</sup>

*Fama* et al. (1969) stützen ihre Überlegungen durch eine getrennte Untersuchung jener Unternehmen, die ihre bereinigte Dividende nach der Kapitalmaßnahme relativ zum Marktdurchschnitt erhöht haben, und jenen, die sie vermindert haben. Bei beiden Unternehmensgruppen sind die über 30 Monate vor der Durchführung der Kapitalmaßnahme kumulierten abnormalen Renditen positiv und nur geringfügig verschieden. Während bei jenen Unternehmen, die ihre Erwartungen erfüllen, im Zeitraum nach der Kapitalmaßnahme die abnormalen Kurseffekte weiter positiv ausfallen, gibt es bei den Unternehmen, die ihre Dividende pro Aktie reduzieren, deutliche negative abnormale Renditen. Dies kann als Bestätigung dafür gesehen werden, daß es nicht die Kapitalmaßnahme für sich genommen ist, die die positiven Kurseffekte generiert, sondern die mit ihr verbundene Veränderung der Gewinn- und Dividendenerwartungen. Weitere Befunde für diese Überlegung lieferten spätere Studien. Insbesondere zeigte sich, daß auch der Berichtungsfaktor von Bedeutung ist. Die abnormalen Kurseffekte sind nämlich um so höher, je größer die Anzahl der neu emittierten Aktien ist.<sup>15</sup> Da sich bei Dividendenkontinuität die Erhöhung der Dividendensumme proportional zum Berichtungsfaktor verhält, unterstützen diese Ergebnisse die Charakterisierung einer gegenwertslosen Erhöhung der Aktienstückzahl als Dividendenerhöhungssignal.<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> Eine weitere Bestätigung der Signalthypothese findet sich u. a. in den Untersuchungen von *Grinblatt* et al. (1984), *Asquith* et al. (1989) und *Ikenberry* et al. (1996). Für den deutschen Kapitalmarkt belegen die Arbeiten von *Schulz* (1972), *Gebhardt* et al. (1994), *Padberg* (1995), S. 252 ff., und *Kaserer* und *Brunner* (1997) diese Hypothese.

<sup>15</sup> Vgl. hierzu *Woolridge* (1983b), S. 5, *Grinblatt* et al. (1984), S. 469, *McNichols* und *Dravid* (1990), S. 877, für den amerikanischen Markt und *Kaserer* und *Brunner* (1997), *Schulz* (1972), S. 125, sowie eine in der Wirtschaftspresse veröffentlichte Studie der *DG-Bank* (1994) für den deutschen Markt. Einen im Vorzeichen gleichen Zusammenhang am deutschen Kapitalmarkt ermitteln auch *Gebhardt* et al. (1994), S. 321. Allerdings ist der von ihnen gefundene Zusammenhang zwischen Kurseffekten und Berichtungsfaktor nicht signifikant.

<sup>16</sup> Im übrigen konnten verschiedene Untersuchungen zeigen, daß die außergewöhnlich positive Kursentwicklung nicht nur um den Ankündigungstermin herum, sondern auch noch während des darauffolgenden Jahres anhält. Dies belegt, daß KEaGM tatsächlich von Unternehmen mit überdurchschnittlich positiven Zukunftsaussichten durchgeführt werden und damit das Signal eine hohe Treffsicherheit aufweist; vgl. hierzu *Desai* und *Jain* (1997) und *Kaserer* und *Brunner* (1997). In der zuletzt genannten Studie findet sich auch noch ein weiterer Beleg für die Signalthypothese, weil gezeigt wird, daß die Kurseffekte bei der



Die Überprüfung dieser Erklärungshypothese kann weiter präzisiert werden, wenn man berücksichtigt, daß gelegentlich in der konkreten Durchführung eine Gratisausgabe zusätzlicher Aktien zu erkennen ist, ob die Unternehmensleitung tatsächlich die Hoffnung auf eine unveränderte Dividende pro Aktie signalisieren möchte oder ob dem Markt unmißverständlich mitgeteilt wird, daß die Dividende pro Aktie entsprechend dem Berichtigungsfaktor reduziert werden soll. Hierzu hat es sich am amerikanischen Aktienmarkt angeboten, die Kurseffekte von „pure stock splits“ und von „stock dividends“ getrennt zu untersuchen. Da bei reinen Aktiensplits, die in der Regel mit einem sehr hohen Berichtigungsverhältnis durchgeführt werden, nicht davon auszugehen ist, daß die Unternehmensleitung die Dividendensumme um einen derart hohen Faktor anpassen wird, dürfte mit einer solchen Maßnahme ein geringerer Signaleffekt verbunden sein. Zu diesem Zweck haben *Grinblatt et al.* (1984) die Kurseffekte von „pure stock splits“ einerseits und „stock dividends“, bei denen die Anzahl der Aktien um nicht mehr als 25 % erhöht wurde, andererseits untersucht. Entsprechend den hier vorgebrachten Überlegungen konnten sie für die zweitgenannte Gruppe deutlich höhere abnormale Kurseffekte in einem Zeitraum von bis zu vier Monaten nach der Ankündigung der Maßnahme feststellen.<sup>17</sup>

Allerdings sollte an dieser Stelle erwähnt werden, daß in der amerikanischen Literatur Modelle diskutiert werden, bei denen ein Aktiensplitt deswegen als positives Signal hinsichtlich der Ertragsaussichten des Unternehmens interpretiert wird, weil unterstellt wird, daß die Unternehmensleitung an der Einhaltung einer optimalen Aktienkursbandbreite („trading range“) interessiert ist. Voraussetzung hierfür ist, daß sich das Einkommen des Managements bei steigendem Unternehmenswert spürbar erhöht. Unterstellt man weiterhin, daß außerhalb der optimalen Aktienkursbandbreite die Transaktionskosten pro Aktie zunehmen, so daß mit einem entsprechenden Aktienkursabschlag gerechnet werden muß, wird das Management ein Berichtigungsverhältnis vorschlagen, bei dem die Wahrscheinlichkeit eines Ausbrechens aus der optimalen Kursbandbreite möglichst gering ist.<sup>18</sup> Daraus folgt unmittelbar, daß das Berichtigungsverhältnis um so größer sein muß, je

---

Ankündigung einer KEaGM dann besonders ausgeprägt sind, wenn der Markt von dieser Maßnahme überrascht wurde.

<sup>17</sup> Vgl. *Grinblatt et al.* (1984), S. 467f. Diese Ergebnisse wurden in einer ausführlicheren Studie von *Rankine und Stice* (1997) bestätigt. Vgl. hierzu auch die Untersuchung von *Lakonishok und Lev* (1987).

<sup>18</sup> Dabei muß natürlich unterstellt werden, daß die Anzahl der Aktiensplits, die man in einer gegebenen Zeitperiode durchführen kann, begrenzt ist.

positiver die privaten Informationen der Unternehmensleitung über die zukünftigen Ertragsaussichten des Unternehmens sind.<sup>19</sup> Natürlich steht dieses „trading-range“-Signalmodell nicht im Widerspruch zu dem vorher diskutierten Dividendenerhöhungssignalmodell. Sofern man vom Bestehen einer optimalen „trading range“ ausgeht, wird das Management bei entsprechenden privaten Informationen über die Zukunftsaussichten des Unternehmens einen Aktiensplitt einer einfachen Dividendenerhöhung sogar vorziehen, weil damit gleich zwei Ziele erreicht werden können. Neben der Informationsoffenbarung wird gleichzeitig auch die Rückführung des Aktienkurses in seine optimale Bandbreite gewährleistet.<sup>20</sup>

Für dieses „trading-range“-Signalmodell spricht die Tatsache, daß es von einer Grundannahme ausgeht, die gerade für den amerikanischen Aktienmarkt nicht völlig von der Hand zu weisen ist. Es geht dabei um die Vorstellung, daß die Transaktionskosten pro Aktie einen von der Höhe des Aktienkurses u-förmig abhängigen Verlauf aufweisen. In diesem Fall wird die „Gratisausgabe“ zusätzlicher Aktien reale Kurseffekte nach sich ziehen, weil die Investoren die geänderten Transaktionskosten in ihrer Grenzpreisentcheidung berücksichtigen werden. In Abhängigkeit von den Angebots- und Nachfrageelastizitäten treten dann ähnlich wie bei der Einführung einer Börsenumsatzsteuer reale Kurseffekte auf. Somit können unabhängig davon, wodurch diese Transaktionskosteneffekte ausgelöst werden, Kursreaktionen auftreten, die auf eine Veränderung des Nachfrage- und Angebotsvolumens zurückzuführen sind. Man spricht daher auch von einem Liquiditätseffekt. Dieser wird im folgenden Abschnitt näher untersucht.

---

<sup>19</sup> Zur formalen Herleitung dieses Zusammenhanges im Rahmen eines Signalgleichgewichtes vgl. *Brennan* und *Copeland* (1988a). Zu dieser Modellvariante und ihrer empirischen Überprüfung vgl. im übrigen auch *McNichols* und *Dravid* (1990) und *Brennan* und *Hughes* (1991).

<sup>20</sup> Einen solchen integrierten Signalmodellansatz wählen *Ikenberry et al.* (1996), den sie als „self-selection-hypothesis“ bezeichnen. In einer umfangreichen empirischen Untersuchung stellen sie fest, daß es nicht nur nach der Ankündigung eines Aktiensplitts eine signifikante Kurssteigerung gibt, sondern auch in den drei Jahren nach der Durchführung des Aktiensplitts.

## 2. Die Liquiditätshypothese

### a) Ein kurzer Literaturüberblick

Gegen die alleinige Gültigkeit der Signalthypothese als Erklärungsansatz für die bei einer „Gratisausgabe“ von Aktien auftretenden Kurseffekte sind drei wichtige empirische Befunde zu nennen. So konnten *Grinblatt et al.* (1984) nicht nur am Ankündigungstag, sondern auch am Umstellungstag, also an dem Tag, an dem die neuen Aktien den Aktionären zugeteilt werden und die Umstellung der Börsennotiz erfolgt, einen positiven abnormalen Kurssprung feststellen.<sup>21</sup> *Muscarella und Vetsuypens* (1996) fanden heraus, daß es bei sogenannten ADR „solo splits“, also bei einer Veränderung des Bezugsverhältnisses zwischen einem American Depositary Receipt und der zugrundeliegenden ausländischen Aktie,<sup>22</sup> am Ankündigungstag zu signifikanten positiven Kurseffekten der ADRs kommt.<sup>23</sup> Darüber hinaus ermittelten *Ohlson und Penman* (1985) für eine Stichprobe von über 1200 „stock splits“ mit einem Bezugsverhältnis von mindestens 1:1 eine signifikante und dauerhafte Zunahme der Aktienkursvolatilität nach der Durchführung des Splits.<sup>24</sup> Dies legt die Vermutung nahe, daß die absolute Höhe des Aktienkurses die Marktliquidität beeinflußt und damit zu Kurseffekten führt.

---

<sup>21</sup> Vgl. *Grinblatt et al.* (1984), S. 481 ff. Ähnliches konnten vorher bereits *Charest* (1978) und *Woolridge* (1983a) feststellen. Auch in späteren Arbeiten wurde dieser Kurseffekt am Umstellungstag bestätigt; vgl. z.B. *Lamoureux und Poon* (1987), S. 1367. Für den deutschen Markt konnten *Gebhardt et al.* (1994), S. 325 ff., einen signifikant positiven Kurseffekt am Tag der Durchführung einer KEaGM ermitteln. Zu einem ähnlichen Ergebnis kam auch *Padberg* (1995), S. 282 ff.

<sup>22</sup> Bei ADRs handelt es sich um von einer US-amerikanischen Bank ausgegebene börslich gehandelte Urkunden, die das anteilige Eigentum an einer ausländischen Aktie verbrieft. Aus technischen Gründen werden Auslandsaktien in den USA zumeist durch ADRs gehandelt. Zu unterscheiden sind „sponsored“ und „unsponsored“ ADRs. Erstere werden auf Anfrage eines ausländischen Unternehmens von einer US-Bank emittiert, mit dem Ziel, in den offiziellen Börsenhandel aufgenommen zu werden (SEC-Registrierung). Diesen Weg wählte beispielsweise Daimler Benz bei der Einführung der Aktie an der New York Stock Exchange (NYSE) im Jahre 1993. „Unsponsored“ ADRs werden von einer amerikanischen Investmentbank ausgegeben, ohne daß hierfür zwingenderweise eine Rücksprache mit dem ausländischen Unternehmen erfolgt. Vgl. zu diesem Thema *Velli* (1994).

<sup>23</sup> Da es allerdings auch zu einer signifikanten positiven Kursreaktion an der Heimatbörse der Aktie kommt, könnte dieses Ergebnis auch auf eine Koinzidenz zwischen der Ankündigung eines ADR „solo splits“ und der Veröffentlichung positiver unternehmensbezogener Informationen sein.

<sup>24</sup> Diese Zunahme der Volatilität wurde auch in anderen Arbeiten bestätigt; vgl. *Dravid* (1987), *Lamoureux und Poon* (1987), *Conroy et al.* (1990), *Conrad und Conroy* (1994) und *Koski* (1995).

Zur Erklärung dieser Liquiditätseffekte wurden verschiedene Hypothesen aufgestellt. Vor allem von Praktikern wird argumentiert, daß es eine optimale Bandbreite („trading range“) für den Kurs einer Aktie gäbe. Hierfür wird ins Feld geführt, daß die von den Brokern in Rechnung gestellten An- und Verkaufsprovisionen bei Aktientransaktionen neben einer wertmäßigen auch eine stückzahlenabhängige Komponente hätten, so daß aus der Sicht des Anlegers ein Interesse an höheren Kursen bestünde.<sup>25</sup> Andererseits seien gerade kleinere Anleger an niedrigen Kursen interessiert, weil sie dadurch bessere Diversifikationsmöglichkeiten hätten.<sup>26</sup> Daraus ergäbe sich eine optimale Kursbandbreite. Beide Argumente überzeugen allerdings wenig, da es zum einen gerade in den USA einen harten Provisionskampf zwischen den Brokern gibt, so daß die Anleger große Spielräume bei der Aushandlung von Provisionen haben.<sup>27</sup> Zum anderen ist wenig wahrscheinlich, daß jemand dem Aktienmarkt fern bleibt, weil der Kurs einer Aktie zu hoch ist. Da sich dieses Problem nur bei kleineren Anlagebeträgen stellt, dürften die bei einer Aktientransaktion zu zahlenden Mindestgebühren viel eher eine Zugangsschranke darstellen. Im übrigen bietet sich für diese Kleinanleger die Möglichkeit an, ihre Ersparnisse über Kapitalsammelstellen breit gestreut am Aktienmarkt anzulegen. Schließlich ist zu bedenken, daß die hier vorgebrachten Argumente implizieren würden, daß das Umsatzvolumen in einer Aktie ansteigen müßte, wenn diese durch einen Splitt in ihre optimale „trading range“ zurückgeführt wird. Die empirischen Belege sprechen aber eher gegen einen Anstieg der Marktliquidität infolge eines Aktiensplitts. Es besteht nämlich weitgehend Konsens darüber, daß es nach einem Splitt zwar zu einer Erhöhung der Anzahl der Transaktionen pro Zeiteinheit kommt, daß aber gleichzeitig das Umsatzvolumen pro Transaktion und auch das Umsatzvolumen pro Zeiteinheit abnimmt, wenngleich der letztere Effekt wohl nur in abgeschwächter Form auftritt.<sup>28</sup>

---

<sup>25</sup> Wie *Branch* (1985) ermittelte, sind die Provisionen der Broker pro Dollar Transaktionsvolumen um so höher, je niedriger der Aktienkurs ist.

<sup>26</sup> Zu einem Überblick dieser Praktikerargumente vgl. *McNichols* und *Dravid* (1990), S. 858 f., und *Defeo* und *Jain* (1991), S. 3.

<sup>27</sup> Vgl. hierzu *Bodie* et al. (1996), S. 93 f.

<sup>28</sup> Vgl. hierzu *Lamoureux* und *Poon* (1987), S. 1366. Eine Abnahme des Transaktionsvolumens pro Tag ermittelten auch *Copeland* (1979), *Murray* (1985) und *Defeo* und *Jain* (1991). Abweichend hierzu kamen *Lakonishok* und *Lev* (1987) zu dem Ergebnis, daß ein Splitt keine signifikante Auswirkung auf das Umsatzvolumen hat, während *Maloney* und *Mulherin* (1992) sogar einen Anstieg des Umsatzvolumens ermitteln.



Für die exakte Herausarbeitung eines durch einen Aktiensplitt verursachten Liquiditätseffektes ist es hilfreich, sich die Mikrostruktur von Aktienmärkten genauer anzuschauen. Soweit man die US-amerikanischen Verhältnisse betrachtet, werden hierbei zumindest zwei Faktoren ins Feld geführt, mit denen ein Anstieg der Volatilität zu erklären wäre. Zum einen muß bedacht werden, daß die Tickgröße bei amerikanischen Aktienkursen  $\frac{1}{8}$  \$ beträgt. Werden die Kurse durch einen Splitt halbiert, ergibt sich daraus eine Verdoppelung jenes Teils der prozentualen Kurschwankung, der auf Zufälligkeiten in der Kursfeststellung zurückzuführen ist.<sup>29</sup> Nicht zuletzt auch damit zusammenhängend konnte zum anderen gezeigt werden, daß die in Prozenten des Aktienkurses gemessenen Geld-/Briefspannen mit sinkendem Aktienkurs steigen.<sup>30</sup> Es verwundert daher nicht, daß in mehreren empirischen Untersuchungen festgestellt wurde, daß die prozentualen Geld-/Briefspannen infolge eines Aktiensplitts steigen. Stellvertretend sei hier die Studie von *Conroy et al.* (1990) erwähnt, in der 147 „stock splits“ mit einem Bezugsverhältnis von mindestens 6:5 untersucht wurden, wobei nur Aktien betrachtet wurden, die an der NYSE notierten. Es zeigte sich, daß die durchschnittliche Geld-/Briefspanne von 0,95 % vor dem Splitt auf 1,23 % nach dem Splitt anstieg.<sup>31</sup>

Ob allerdings der Anstieg der Volatilität allein auf die Erhöhung der prozentualen Geld-/Briefspanne zurückzuführen ist, erscheint fraglich. So konnten etwa *Ohlson und Penman* (1985) feststellen, daß auch dann noch eine signifikante Erhöhung der Aktienkursvolatilität festzustellen ist, wenn nicht mehr die Tagesrenditen der Aktienkurse, sondern die Wochenrenditen der Volatilitätsermittlung zugrunde gelegt werden.<sup>32</sup> Da bei längerer Haltedauer der Einfluß der Geld-/Briefspanne, ebenso wie auch der Einfluß der Tickgröße, auf die Aktienkursrendite abnimmt, ist dieser Beleg zumindest ein deutlicher Hinweis dafür, daß es auch noch andere Gründe für die Erhöhung der Volatilität geben könnte.<sup>33</sup> In

---

<sup>29</sup> Zu diesem Erklärungsansatz vgl. *Ohlson und Penman* (1985), S. 262, und *Lamoureux und Poon* (1987), S. 1366.

<sup>30</sup> Eine frühe Bestätigung dieses Zusammenhanges findet sich in *Benston und Hagerman* (1974) und *Stoll und Whaley* (1983).

<sup>31</sup> Zu ähnlichen Ergebnissen kommt auch *Copeland* (1979), S. 129 ff., und *Muscarella und Vetsuypens* (1996), S. 21 ff. Demgegenüber findet *Murray* (1985) in seiner Untersuchung keine Hinweise, daß es zu einer Erhöhung der prozentualen Geld-/Briefspannen kommt.

<sup>32</sup> Vgl. *Ohlson und Penman* (1985), S. 262 ff.

<sup>33</sup> Vgl. hierzu auch *Conroy et al.* (1990), S. 1292 f.; unter Berücksichtigung eines theoretisch hergeleiteten Einflusses der Geld-/Briefspanne auf die Aktienkursvolatilität stellen sie fest, daß die empirisch ermittelte Erhöhung der Geld-/Brief-

diesem Zusammenhang ist auf die bereits zitierten empirischen Belege zu verweisen, die zeigen, daß durch eine „Gratisausgabe“ von Aktien die Marktliquidität beeinflusst wird. Die in diesen Arbeiten gemachte Beobachtung, daß es nach einem Splitt zwar zu einer Erhöhung der Anzahl der Transaktionen pro Zeiteinheit kommt, daß aber gleichzeitig das Umsatzvolumen pro Transaktion und – in abgeschwächter Form – auch das Umsatzvolumen pro Zeiteinheit abnimmt, wird hier als Ausgangspunkt für eine theoretische Prognose der mit der Durchführung eines Aktiensplitt verbundenen Kurseffekte gewählt.

#### b) Ein einfaches Kursprozeß-Liquiditätsmodell

Es wird unterstellt, daß es am Aktienmarkt  $I$  Investoren gibt. Jeder dieser Investoren ermittelt auf der Grundlage der zur Verfügung stehenden Informationen einen Reservationspreis  $S_i^*$  für eine Aktie  $j$ ,<sup>34</sup> übersteigt der aktuelle Marktpreis  $S$  der Aktie diesen Reservationspreis, verkauft der Investor  $i$  eine bestimmte Stückzahl  $x_i$  der jeweiligen Aktien, wohingegen er in der Höhe desselben Volumens Aktien kauft, wenn  $S < S_i^*$  gilt.<sup>35</sup> Unter bestimmten Homogenitätsannahmen kann man dieses Nachfrageverhalten für alle Investoren vereinheitlichen. Dazu wird folgende Nachfragefunktion unterstellt:

$$(1) \quad x_i = \alpha [S_i^* - S] \quad \forall i \in I$$

$I$  kann nun als Liquiditätsparameter interpretiert werden, weil sich in diesem einfachen Modell das Umsatzvolumen proportional zur Anzahl der Marktteilnehmer verhält. Die Veränderung des individuellen Reservationspreises wird durch zwei überlagerte Wiener-Prozesse bestimmt. Dafür wird zunächst angenommen, daß aufgrund einer sich zufällig ändernden Informationsmenge die Reservationspreise auf der Grundlage eines geometrischen Wiener-Prozesses mit einer Drift von  $\mu$  und einer Standardabweichung von  $\sigma$  pro Zeiteinheit angepaßt werden. Dieser Anpassungsprozeß ist für alle Marktteilnehmer gleich; d.h., die prozentuale Veränderung des Reservationspreises infolge des zufälligen Bekanntwerdens einer Information ist bei allen Investoren gleich. Dar-

---

spanne das Ausmaß der Volatilitätsveränderung infolge des Splitt nur teilweise erklären kann.

<sup>34</sup> Der Index  $j$  kann im folgenden unterdrückt werden, da nur der Kursbildungsprozeß einer Aktie betrachtet wird.

<sup>35</sup> Diese Modellierung des Angebots- und Nachfrageverhaltens der Investoren orientiert sich an dem Modell von *Tauchen* und *Pitts* (1983).

über hinaus soll im Kursveränderungsprozeß aber noch berücksichtigt werden, daß eine bestimmte Information nicht von allen Marktteilnehmern einheitlich ausgewertet werden muß. Daher wird angenommen, daß die Festlegung des Reservationspreises durch einen Investor noch von einer Zufallskomponente gestört wird. Dies soll durch einen die Höhe des Reservationspreises beeinflussenden Störterm  $\tilde{\delta}_i$  zum Ausdruck kommen. Somit kann die Veränderung des Reservationspreises eines Investors  $i$  durch den folgenden zeitdiskreten stochastischen Prozeß beschrieben werden:

$$(2) \quad \Delta S_i^* = \mu S_i^* \Delta t + \sigma S_i^* \tilde{\varepsilon} \sqrt{\Delta t} + \tilde{\delta}_i \sqrt{\Delta t} \quad \forall i \in I$$

Dabei gilt:

$$\begin{aligned} \tilde{\varepsilon} &\sim N(0, \sigma^2) \\ \tilde{\delta}_i &\sim N(0, \hat{\sigma}^2) \quad \forall i \in I \\ \text{cov}(\tilde{\varepsilon}, \tilde{\delta}_i) &= 0 \quad \forall i \in I \\ \text{cov}(\tilde{\delta}_i, \tilde{\delta}_j) &= 0 \quad \forall i \neq j \in I \end{aligned}$$

Unter Berücksichtigung der Markträumungsbedingung

$$(3) \quad \sum_{i=1}^I x_i = \alpha \left[ \sum_{i=1}^I S_i^* - IS \right] = 0$$

ergibt sich folgender zeitdiskrete stochastische Prozeß für die Veränderung des Marktpreises einer Aktie:

$$\begin{aligned} \Delta S &= \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \Delta S_i^* = \mu S \Delta t + \sigma S \tilde{\varepsilon} \sqrt{\Delta t} + \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \tilde{\delta}_i \sqrt{\Delta t} \\ (4) \quad E[\Delta S] &= \mu S \Delta t \end{aligned}$$

$$\text{Var}[\Delta S] = \sigma^2 S^2 \Delta t + \frac{\hat{\sigma}^2}{I} \Delta t$$

Das Ergebnis dieses einfachen Modellansatzes lautet also, daß die Varianz der Kursveränderung um so geringer ist, je größer die Anzahl der Marktteilnehmer und damit die Liquidität ist.<sup>36</sup> Intuitiv läßt sich

<sup>36</sup> *Tauchen* und *Pitts* (1983) finden in ihrer Arbeit auch empirische Belege für diese Hypothese. Allerdings ist zu beachten, daß man im Rahmen anderer Modellansätze zu gegenteiligen Ergebnissen gekommen ist; vgl. hierzu *Clark* (1973) bzw. die bei *Tauchen* und *Pitts* (1983), S. 485, zitierten Arbeiten. Zu beach-

dieses Ergebnis folgendermaßen erklären: Tritt eine neue bewertungsrelevante Information auf, dann wird diese von den Marktteilnehmern im Durchschnitt zwar einheitlich interpretiert, jeder einzelne Investor unterliegt aber bei ihrer Auswertung einer stochastischen Fehlerkomponente. Ist dieser Fehler zwischen den einzelnen Marktteilnehmern statistisch unabhängig, dann hat er einen um so geringeren Einfluß, je größer die Anzahl der an der Preisbildung beteiligten Investoren ist. Man kann auch sagen, daß sich die zufallsabhängigen Ergebnisse bei der Auswertung einer Information gegenseitig kompensieren. Letztlich ist dies eine Folge des Gesetzes der großen Zahlen. Kommen bei der Preisbildung aber nur wenige Investoren zusammen, dann kann man nicht mehr davon ausgehen, daß sich deren stochastische Bewertungsfehler gegenseitig kompensieren. Treffen etwa nur ein Käufer und ein Verkäufer zusammen, die jeweils einen deutlich über dem aktuellen Kurs der Aktie liegenden Reservationspreis haben, dann kommt es zu einem großen Preissprung. Ein solches Ereignis wird aufgrund der hier getroffenen Annahmen um so unwahrscheinlicher, je mehr Investoren sich an der Preisbildung beteiligen. In der Praxis wird dieser Zusammenhang folgendermaßen umschrieben: „So ist es bei einer nur mit geringen Umsätzen ... gehandelten Aktie sehr viel leichter als bei einem umsatzstarken, amtlich gehandelten Wert möglich, daß etwa ein unlimitiert erteilter Kaufauftrag zu einer gegenüber den Vortagen deutlich erhöhten Kursfeststellung“<sup>37</sup> führt.

Gemäß der in (4) hergeleiteten Ergebnisse wird der Erwartungswert der Aktienkursrendite nicht durch die Liquidität des Marktes beeinflusst. Dies folgt natürlich unmittelbar aus der Modellierung des Kursprozesses in (2).<sup>38</sup> Im Marktgleichgewicht bedeutet dies bei Unterstellung der Gültigkeit des CAPM, daß es zu keiner Veränderung der Kovarianz des Ak-

---

ten ist im übrigen auch, daß der in Gleichung (2) definierte Kursprozeß zu negativen Aktienkursen führen könnte. Dieser Nachteil wurde bewußt in Kauf genommen, um das Modell möglichst anschaulich zu gestalten.

<sup>37</sup> Bitz (1993), S. 181.

<sup>38</sup> Allerdings sollte hier auf zwei Arbeiten von Amihud und Mendelson (1986, 1987) verwiesen werden, in der sie sowohl theoretisch als auch empirisch zeigen konnten, daß die Aktienkursrendite positiv von der Höhe der Geld-/Briefspanne abhängt. Da letztere als Liquiditätsmaß interpretiert werden kann, folgt daraus, daß es im Unterschied zu dem hier modellierten Zusammenhang zwischen Liquidität und Kursprozeß doch zu einer liquiditätsbedingten Beeinflussung der Aktienkursrendite kommen kann. Einen positiven Einfluß der Marktliquidität auf die Aktienkursrendite ermitteln u. a. auch Foerster und Karolyi (1996) in ihrer Untersuchung der Kurseffekte, die auf die Einführung einer ausländischen Aktie an der NYSE folgen.



tienkursprozesses zum Renditeprozeß des Gesamtmarktes und damit zu keiner Veränderung des systematischen Unternehmensrisikos kommen kann. Damit muß auch der das systematische Risiko beschreibende  $\beta$ -Faktor konstant bleiben.<sup>39</sup> Es sollte nicht unerwähnt bleiben, daß es hierzu auch andere Ergebnisse in der Literatur gibt. So kamen *Lamoureux* und *Poon* (1987) und *Brennan* und *Copeland* (1988b) zu dem Ergebnis, daß es nach der Ankündigung eines Aktiensplitts zu einem permanenten Anstieg des Betas kommt. Allerdings können sie hierfür keine theoretische Erklärung liefern. *Wiggins* (1992) konnte zeigen, daß das Ergebnis steigender Betas statistisch nicht haltbar ist. Es hängt nämlich ausschließlich von der Fristigkeit der der Berechnung zugrunde gelegten Aktienkursrenditen ab. Verwendet man anstelle von Tagesrenditen, wie sie bei den beiden oben genannten Arbeiten zugrunde gelegt werden, Wochen- oder Monatsrenditen, dann ist keine signifikante Veränderung des Beta-Faktors nach der Ankündigung oder Durchführung eines Aktiensplitts zu erkennen. Dies könnte damit erklärt werden, daß sich die verstärkte Umsatztätigkeit in der Ankündigungs- bzw. Umstellungsphase in einer Tageskurszeitreihe stärker bemerkbar macht als in einer Wochen- oder Monatskurszeitreihe.

### 3. Untersuchungshypothesen für die Kursreaktionen auf die Einführung der 5-DM-Aktie

Auf der Grundlage der in den vorangegangenen Abschnitten vorgestellten Erklärungsansätze sollen nun drei Untersuchungshypothesen, mit denen die Kursreaktionen auf die Einführung der 5-DM-Aktie prognostiziert werden, vorgestellt werden. Hierbei sind die besonderen institutionellen Gegebenheiten des Aktienhandels in Deutschland zu berücksichtigen.

*Hypothese 1:* Die Einführung der 5-DM-Aktie führt zu keinen abnormalen Kursreaktionen. Dies gilt sowohl für den Ankündigungs-, den Hauptversammlungs- als auch den Umstellungstag.

Die Gründe hierfür sind zweierlei. Zum einen dürfte eine Nennwertumstellung keinen Signaleffekt haben. Da die Unternehmen in der Regel ihre Dividende pro Aktie um denselben Faktor kürzen wie den Nennwert der Aktie, bleibt die Ausschüttungssumme durch diesen Vor-

---

<sup>39</sup> Für eine Darstellung des CAPM vgl. *Sharpe* (1964) oder verschiedene einschlägige Lehrbücher wie z. B. *Perridon* und *Steiner* (1995), Kapitel F.

gang unberührt. Im übrigen bleibt auch die bilanzielle Eigenkapitalstruktur, also die Aufteilung auf Grundkapital und gebundene und freie Rücklagen, unverändert, so daß auch die „retained earnings hypothesis“<sup>40</sup> keine abnormalen Kurssteigerungen prognostizieren würde. Zum anderen liefert auch die Liquiditätshypothese, zumindest soweit man das einfache Modell aus Abschnitt II.2.b) betrachtet, die Prognose, daß es zu keiner abnormalen Kursveränderung kommt.

*Hypothese 2:* Durch die Einführung der 5-DM-Aktie kommt es zumindest in Teilbereichen des Aktienmarktes zu negativen Liquiditätseffekten und damit zu einer erhöhten Volatilität des Aktienkurses. Dieser Effekt tritt erst am Umstellungstag auf.

Die Ursache für diesen negativen Zusammenhang zwischen der Marktliquidität und der Volatilität des Aktienkurses wurde bereits in Abschnitt II.2.b) erläutert. Somit ist nur noch darzulegen, warum die Nennwertumstellung einen Liquiditätseffekt mit sich bringen soll. Ein Grund hierfür könnte folgender sein. Der Mindestschluß für Aufträge im fortlaufenden Handel liegt bei 50 Stück, wenn es sich um eine Aktie im Nennwert von 50 DM handelt, und bei 100 Stück, wenn es sich um eine 5-DM-Aktie handelt. Somit kommt man nach der Nennwertumstellung mit einem Fünftel des Auftragsvolumens, das vor der Umstellung notwendig war, in den fortlaufenden Handel. Daraus resultieren zwei Effekte. Zum einen wird von der Kursfeststellung zum Einheitskurs<sup>41</sup> – auch Kassakurs genannt – Liquidität abgezogen, weil nunmehr ein Teil der Aufträge, die vor der Umstellung in die Bildung des Einheitskurses einfließen, im fortlaufenden Handel ausgeführt wird. Zum anderen wird es im fortlaufenden Handel zu einer Erhöhung der Anzahl der Preisfeststellungen pro Zeiteinheit kommen. Dies resultiert einerseits aus dem eben beschriebenen Abzug von Liquidität aus der Einheitskursfeststellung, andererseits aber auch aus der Tatsache, daß Anleger ihre Order jetzt auf mehrere Tranchen aufteilen könnten. Erhöht sich die Zahl der Kursnotizen im fortlaufenden Handel stark genug, um den Zuwachs an Liquidität überzukompensieren, dann wird pro Preisfeststellung das Umsatzvolumen sinken und damit gemäß Gleichung (4) die Varianz des Kursprozesses steigen.<sup>42</sup> Dieser Effekt wird um so spürbarer sein, je geringer die Liquidität in der jeweiligen Aktie ist. Daher wird man bei

---

<sup>40</sup> Vgl. hierzu FN 12.

<sup>41</sup> Vgl. § 32 Börsenordnung der FWB. Die Feststellung des Einheitskurses erfolgt bei Werten mit fortlaufender Notierung in der Regel gegen 12 Uhr.

<sup>42</sup> Vgl. hierzu auch die in FN 28 zitierten empirischen Belege.

umsatzstarken Werten, wie es z.B. die DAX-Werte sind, einen geringeren Effekt erwarten als bei umsatzschwachen Werten.

*Hypothese 3:* Durch die Einführung der 5-DM-Aktie wird das systematische Risiko der Aktie nicht beeinflusst. Die Beta-Faktoren der Aktien bleiben somit von einer Nennwertumstellung unberührt.

Auch diese Kursprognose bezieht sich auf die Ergebnisse des Abschnittes II.2.b). Da der Erwartungswert der Aktienkursrendite durch die Nennwertumstellung unbeeinflusst bleibt, kann sich bei Gültigkeit des CAPM das systematische Risiko der Aktie nicht verändert haben. Dies ist auch unter theoretisch weniger strengen Annahmen plausibel, sofern man akzeptiert, daß die Nennwertumstellung lediglich einen Liquiditätseffekt hat. Das damit gestiegene Kursfeststellungsrisiko ist für den Anleger nicht bewertungsrelevant, weil es mit seinem individuellen Konsumstrom völlig unkorreliert ist.<sup>43</sup>

### III. Empirische Untersuchung

#### 1. Datenbeschreibung und Untersuchungsdesign

Zunächst wurden alle börsennotierten Unternehmen ermittelt, die bis zum 31.12.1995 den Nennwert ihrer Aktien auf 5 DM umgestellt haben. Die ermittelten 44 Unternehmen wurden aber nicht alle in die Stichprobe aufgenommen. Es zeigte sich nämlich, daß bei einigen Unternehmen die Nennwertumstellung gleichzeitig mit einer Kapitalherabsetzung<sup>44</sup>, einer Barkapitalerhöhung<sup>45</sup> oder einer KEaGM<sup>46</sup> angekündigt und beschlossen wurde. Da diese Kapitalmaßnahmen bekanntlich zu deutlichen Kurseffekten führen, wurden die betreffenden Unternehmen nicht in die Untersuchung miteinbezogen; damit sollte eine systematische Verzerrung des Datenmaterials verhindert werden.<sup>47</sup> Somit verblie-

---

<sup>43</sup> Dies ist ein zentrales Ergebnis im Rahmen des sogenannten „consumption-based capital asset pricing model“; vgl. hierzu z.B. den Originalaufsatz von *Breeden* (1979).

<sup>44</sup> Dies trifft auf folgende Unternehmen zu: KHD, Metallgesellschaft, Moenus, Moxel und Stumpf.

<sup>45</sup> Hiervon war die Deutsche SB-Kauf betroffen.

<sup>46</sup> Dies war bei Concordia Bau und Boden, Kampa Haus und Rhön-Klinikum der Fall.

<sup>47</sup> Von einer systematischen Verzerrung kann deswegen gesprochen werden, weil es nicht als Zufall zu betrachten ist, daß die genannten Kapitalmaßnahmen auf

ben 35 Unternehmen mit 39 gehandelten Aktiengattungen in der Stichprobe.<sup>48</sup>

Mit dieser Vorgehensweise konnte also verhindert werden, daß die Ergebnisse nicht durch eine simultan angekündigte Kapitalmaßnahme gestört werden. Ungelöst bleibt damit aber noch das Problem, daß die Ankündigung der Nennwertumstellung mit der Bekanntgabe anderer Unternehmensinformationen korrelieren könnte. Eine Verzerrungsgefahr für die Untersuchungsergebnisse besteht dadurch nur dann, wenn der Inhalt dieser Informationen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit positiver als negativer Natur – oder umgekehrt – ist. Um diesen Effekt einschätzen zu können, muß zunächst darauf hingewiesen werden, daß in der Stichprobe der Zeitraum zwischen der Ankündigung der Nennwertherabsetzung und dem Hauptversammlungstermin im Durchschnitt 59 Börsentage betrug. Die Hälfte aller Ankündigungen erfolgte 33 Börsentage vor der Hauptversammlung. Da in diesem Zeitraum die Unternehmen auch ihre Bilanzpressekonferenzen abhalten, ist es offensichtlich, daß die Bekanntgabe der Nennwertumstellung mit der Bekanntgabe anderer unternehmensspezifischer Informationen korreliert.

Somit stellt sich die Frage, ob Unternehmen, die vor der Bekanntgabe positiver Unternehmensinformationen stehen, mit größerer Wahrscheinlichkeit auch eine Nennwertherabsetzung bekanntgeben, als Unternehmen, die negative Zahlen präsentieren. Zweifelsohne spricht einiges für die Bejahung einer solchen Vermutung. Soweit man die empirischen Ergebnisse für den US-amerikanischen Markt als Maßstab heranzieht, könnte man allerdings vermuten, daß dieser Verzerrungseffekt nur von geringer Bedeutung ist. *Grinblatt et al.* (1984) jedenfalls stellten in ihrer umfangreichen Studie fest, daß der Ankündigungseffekt bei echten Aktiensplits bei 3,03 % liegt, während er bei der Teilstichprobe jener Aktiensplits, bei denen im Ankündigungszeitpunkt keine anderen unternehmensspezifischen Informationen bekannt wurden, bei 3,31 % liegt.<sup>49</sup> Für deutsche Verhältnisse ist eine Kontrolle der Ergebnisse um andere kursbeeinflussende Informationen, die gleichzeitig bekannt werden, wegen der oben geschilderten zwangsläufigen zeitlichen Nähe zum Bilanzpres-

---

derselben Hauptversammlung beschlossen wurden wie die Nennwertumstellung. Insbesondere ist zu beachten, daß wegen § 222 (4) AktG bei einer Kapitalherabsetzung im Wege der Zusammenlegung von Aktien deren Nennwert den im Gesetz vorgesehenen Mindestnennbetrag nicht überschreiten darf. Dieser Fall trat bei den in FN 44 genannten Gesellschaften ein.

<sup>48</sup> Vgl. Tabelle 7 im Anhang.

<sup>49</sup> Vgl. *Grinblatt et al.* (1984), S. 475.



sekonferenz- bzw. Hauptversammlungstermin nicht oder nur eingeschränkt möglich. Hinzu kommt das Problem, die Qualität einer Information zu operationalisieren. So kann die Bekanntgabe eines Umsatz- oder Ergebniszuwachses in Abhängigkeit von den Erwartungen, die die Marktteilnehmer zu diesem Zeitpunkt hegten, sowohl eine positive als auch eine negative Kursreaktion auslösen. Aus diesem Grund wurden an der Stichprobe keine weiteren Korrekturen vorgenommen.

Für die Auswertung wurde die Stichprobe zusätzlich in drei Untergruppen aufgeteilt. Je nach dem, ob die untersuchten Aktien zu den DAX- oder MDAX-Werten gehören, wurde eine DAX- und MDAX-Teilstichprobe gebildet. Die verbleibenden Unternehmen wurden dann zur NODAX100-Teilstichprobe zusammengefaßt.<sup>50</sup> Für alle in der Stichprobe enthaltenen Unternehmen wurde aus der Börsen-Zeitung jener Tag ermittelt, an dem die Nennwertumstellung erstmals angekündigt wurde. Neben diesem Ankündigungstag (AT) wurde für alle Unternehmen auch noch der Hauptversammlungstermin (HVT), an dem die Umstellung beschlossen wurde, und der Umstellungstag (UT), d. h. der Tag, an dem erstmals ein Börsenkurs für die 5-DM-Aktie festgestellt wurde, ermittelt.<sup>51</sup>

Die Kursdaten der Unternehmen wurden soweit als möglich der Deutschen Finanzdatenbank Karlsruhe entnommen und falls erforderlich durch das Kursblatt der Börsen-Zeitung ergänzt. Für alle Unternehmen wurden die täglichen bereinigten Aktienkursrenditen gemäß Gleichung (5) ermittelt:

$$(5) \quad R_{jt} = \ln \left( \frac{K_{jt} + W_{jt}}{K_{jt-1}} \right) = \ln(K_{jt} + W_{jt}) - \ln(K_{jt-1}) \quad \forall j \in J$$

Dabei ist  $K_{jt}$  der Kassakurs der Aktie  $j$  zum Zeitpunkt  $t$  und  $W_{jt}$  der Wert von Rechten, die dem Eigentümer der Aktie  $j$  zum Zeitpunkt  $t$

<sup>50</sup> Es ist zu beachten, daß die 30 DAX-Werte gemeinsam mit den 70 MDAX-Werten den DAX100 bilden. Für die Indexzuordnung der einzelnen Stichprobenwerte vgl. die Angaben in Tabelle 7 im Anhang. 8 der 39 untersuchten Werte wurden der DAX-Teilstichprobe zugeordnet und 7 der MDAX-Teilstichprobe. Die restlichen 24 Werte gehörten somit zu der NODAX100-Gruppe. Zu beachten ist weiterhin, daß sich in vier Fällen von einem Unternehmen zwei Aktiengattungen in der Gesamtstichprobe befanden. Bei der Zuordnung dieser Werte in die jeweiligen Teilstichproben wurde aber entsprechend der zugrundeliegenden Indexkonstruktion jeweils nur eine Aktiengattung in die DAX- bzw. MDAX-Gruppe aufgenommen. Insofern entsteht bei diesen kleinen Teilstichproben kein Problem einer eventuellen Doppelzählung.

<sup>51</sup> Zu beachten ist, daß zwischen HVT und UT durchschnittlich 53 Handelstage lagen, während der Median bei 48 Handelstagen lag.

zufließen; es handelt sich hierbei im wesentlichen um Bezugsrechte und Bardividenden. Zur Ermittlung der abnormalen Renditen ( $AR_{jt}$ ) wurden die Aktienkursrenditen aus (5) um die Marktentwicklung bereinigt. Sie ergeben sich gemäß Gleichung (6):

$$(6) \quad AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$$

Dabei ist  $R_{mt}$  die logarithmierte Rendite des Marktportfolios. Als Stellvertreter für das unbeobachtbare Marktportfolio wurde der bezugsrechts- und dividendenbereinigte, grundkapitalgewichtete CDAX genommen.<sup>52</sup> Somit werden die abnormalen Renditen in dieser Untersuchung nur auf der Grundlage einer Marktberreinigung ermittelt; eine Risikoberreinigung unterbleibt. Dies läßt sich dadurch rechtfertigen, daß in zahlreichen Untersuchungen gezeigt werden konnte, daß die Höhe der ermittelten durchschnittlichen Überrenditen relativ robust gegenüber der Wahl der Bereinigungsmethode ist.<sup>53</sup> Zur Ermittlung der abnormalen Renditen über einen bestimmten Zeitraum ( $KAR_{j(t_x, t_y)}$ ) können die abnormalen Renditen aus (6) kumuliert werden.<sup>54</sup> Somit gilt:

$$(7) \quad KAR_{j(t_x, t_y)} = \sum_{t=x}^y AR_{jt} \quad \forall j \in J$$

Zur Mittelwertbildung in der Stichprobe wurden die aktienspezifischen  $KAR_{j(t_x, t_y)}$  gemittelt. Daraus ergeben sich die durchschnittlichen kumulierten abnormalen Renditen ( $DKAR_{(t_x, t_y)}$ ) gemäß folgender Gleichung:

$$(8) \quad DKAR_{(t_x, t_y)} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J KAR_{j(t_x, t_y)}$$

Als Untersuchungszeitraum für die Ermittlung von Kurseffekten wurden Zeitfenster von  $-60$  bis  $+30$  Handelstagen um den AT, von  $\pm 30$

<sup>52</sup> Der CDAX (Composite DAX) enthält alle amtlich gehandelten Aktien an der FWB; das sind zur Zeit deutlich über 300 Unternehmen. Für eine genaue Beschreibung vgl. *Deutsche Börse* (1995).

<sup>53</sup> Vgl. hierzu die umfangreichen Untersuchungen von *Brown und Warner* (1980, 1985), in denen sie zum Ergebnis kommen, daß sich das marktberreinigte Modell zur Aufdeckung abnormaler Kursreaktionen mindestens ebenso gut eignet wie das markt- und risikoberreinigte Modell. Zur Absicherung wurden die Auswertungen in Tabelle 3 unter Berücksichtigung einer Risikoberreinigung gemäß Gleichung (11) wiederholt. Es zeigten sich keine nennenswerten Unterschiede in den Ergebnissen; vgl. hierzu FN 64.

<sup>54</sup> Da es sich um kontinuierlich ermittelte abnormale Renditen handelt, entspricht die arithmetische Verknüpfung genau der geometrischen Verknüpfung von ratierlichen Renditen.

Handelstagen um den HVT und von  $-30$  bis  $+60$  Handelstagen um den UT gewählt. Die jeweiligen Zeitfenster wurden für die statistische Auswertung nochmals in eine Vorperiode, eine Ereignisperiode und eine Nachperiode unterteilt, wobei diese Teilperioden nochmals in verschiedene Unterperioden aufgeteilt wurden. Die Ereignisperiode wurde dabei auf einen Zeitraum von  $\pm 5$  Handelstagen um den AT, den HVT bzw. den UT gelegt. Diese Vorgehensweise soll gewährleisten, daß durch die Wahl des betrachteten Zeitfensters statistisch signifikante Kursreaktionen, die nur während eines Teilzeitraumes der hier betrachteten Teilperioden auftreten, nicht „verschmutzt“ werden. Wegen der hier verwendeten Marktberreinigung ist diese Vorgehensweise unproblematisch, weil keine Schätzperiode festgelegt werden mußte, innerhalb welcher das systematische Risiko der jeweiligen Aktie zu ermitteln ist.

Für die Untersuchung von Erklärungshypothese 2 mußte die Volatilität der jeweiligen Aktienkurse sowie der Indexentwicklung auf der Basis von  $T$  Handelstagen berechnet werden. Diese wurde als Standardabweichung der logarithmierten Kursrenditen pro Jahr definiert; d. h., es gilt:

$$(9) \quad Vol_j^T = \sqrt{250 \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (R_{jt} - E[R_j])^2} \quad \forall j \in J$$

Für jede Aktie wurde danach die Differenz zur marktdurchschnittlichen Volatilität ermittelt. Letztere wurde auf der Grundlage der CDAX-Kurse berechnet. Der Mittelwert der Volatilitätsdifferenzen ergibt sich dann folgendermaßen:

$$(10) \quad \Delta DVol^T = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (Vol_j^T - Vol_m^T)$$

Für die Untersuchung von Erklärungshypothese 3 wurden noch die Beta-Faktoren der jeweiligen Aktien gemäß dem auf Sharpe (1964) zurückgehenden Marktmodell ermittelt. Sie wurden dementsprechend auf der Grundlage der nachstehenden OLS-Regressionsgleichung geschätzt.<sup>55</sup>

$$(11) \quad R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad \forall j \in J$$

Zur Untersuchung der Erklärungshypothesen 2 und 3 wurden Zeitfenster von  $\pm 60$  Handelstagen um den UT gelegt.

<sup>55</sup> Für eine Diskussion dieses Modells vgl. z.B. Perridon und Steiner (1995), Kapitel F.

## 2. Die empirischen Ergebnisse

### a) Die Renditeeffekte einer Nennwertumstellung

Gemäß Untersuchungshypothese (1) ist zu erwarten, daß infolge einer Nennwertumstellung weder um den AT, um den HVT noch um den UT signifikante abnormale Renditen ermittelt werden können. Dies wird durch die Abbildungen 1 - 3 sowie die Tabellen 1 - 3 bestätigt.<sup>56</sup>

Ein Blick auf Tabelle 1 zeigt, daß die abnormalen Renditen in der Vorankündigungsperiode durchweg positiv sind; allerdings kann man an den  $t$ -Werten erkennen, daß sie sich statistisch nicht signifikant von Null unterscheiden.<sup>57</sup> An dieser Stelle sollte allerdings erwähnt werden, daß für die Anwendung des  $t$ -Tests die Normalverteilung der untersuchten Zufallsvariablen vorausgesetzt werden muß. Trotz dieser strengen Annahme erscheint im hier vorliegenden Fall dessen Verwendung aus zwei Gründen unproblematisch. Zum einen konnte in verschiedenen Untersuchungen gezeigt werden, daß die empirische Verteilung logarithmierter Aktienkursrenditen durch eine Normalverteilung gut approximiert werden kann.<sup>58</sup> Zum anderen ist bekannt, daß der  $t$ -Test gegenüber Verletzungen der Normalverteilungsannahme bei hinreichender Stichprobengröße sehr robust ist.<sup>59</sup> Zur Absicherung der Ergebnisse wurde aber dennoch auch ein nichtparametrisches Testverfahren angewandt. Hierzu wurde mittels des Vorzeichen-Rangtests nach Wilcoxon die Nullhypothese getestet, daß die abnormalen Renditen symmetrisch um den Wert 0

<sup>56</sup> Vgl. hierzu auch die ausführlicheren Tabellen 8 - 10 im Anhang, in denen viele unterschiedliche Teilperioden und einzelne Ereignistage ausgewertet wurden.

<sup>57</sup> Hierbei ist zu beachten, daß in den Tabellen jeweils jene  $t$ -Werte hervorgehoben sind, bei denen die Irrtumswahrscheinlichkeit für die Ablehnung der Nullhypothese, daß die Mittelwerte nicht von Null verschieden sind (zweiseitiger Test), kleiner als 5 % ist. Ebenso hervorgehoben sind jene prozentualen Anteile negativer abnormaler Renditen, bei denen die Nullhypothese, daß deren kumulierte Mittelwerte symmetrisch um den Wert 0 verteilt sind, auf einem 5 %-Niveau abgelehnt werden mußte. Auch hierbei handelt es sich um einen zweiseitigen Test.

<sup>58</sup> Tatsächlich scheinen Aktienkursrenditen leptokurtisch verteilt zu sein; vgl. hierzu z.B. *Fama* (1976), S. 17 ff., und *Winkelmann* (1984), S. 53 ff. Für die vorliegende Stichprobe ergab ein mittels der Jarque-Bera-Teststatistik durchgeführter Test auf Normalverteilung für die abnormalen Renditen am jeweiligen Ereignistag eine Ablehnung der Nullhypothese, daß die abnormalen Renditen nicht normalverteilt sind, mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 4 %.

<sup>59</sup> Die hier vorliegenden 39 unabhängigen Beobachtungen können sicherlich als in diesem Sinne hinreichend groß interpretiert werden; vgl. hierzu z.B. *Basler* (1994), S. 179. Für die Teilstichproben der DAX und der MDAX-Werte könnte die Anwendung des  $t$ -Test aber gewisse Probleme aufwerfen.



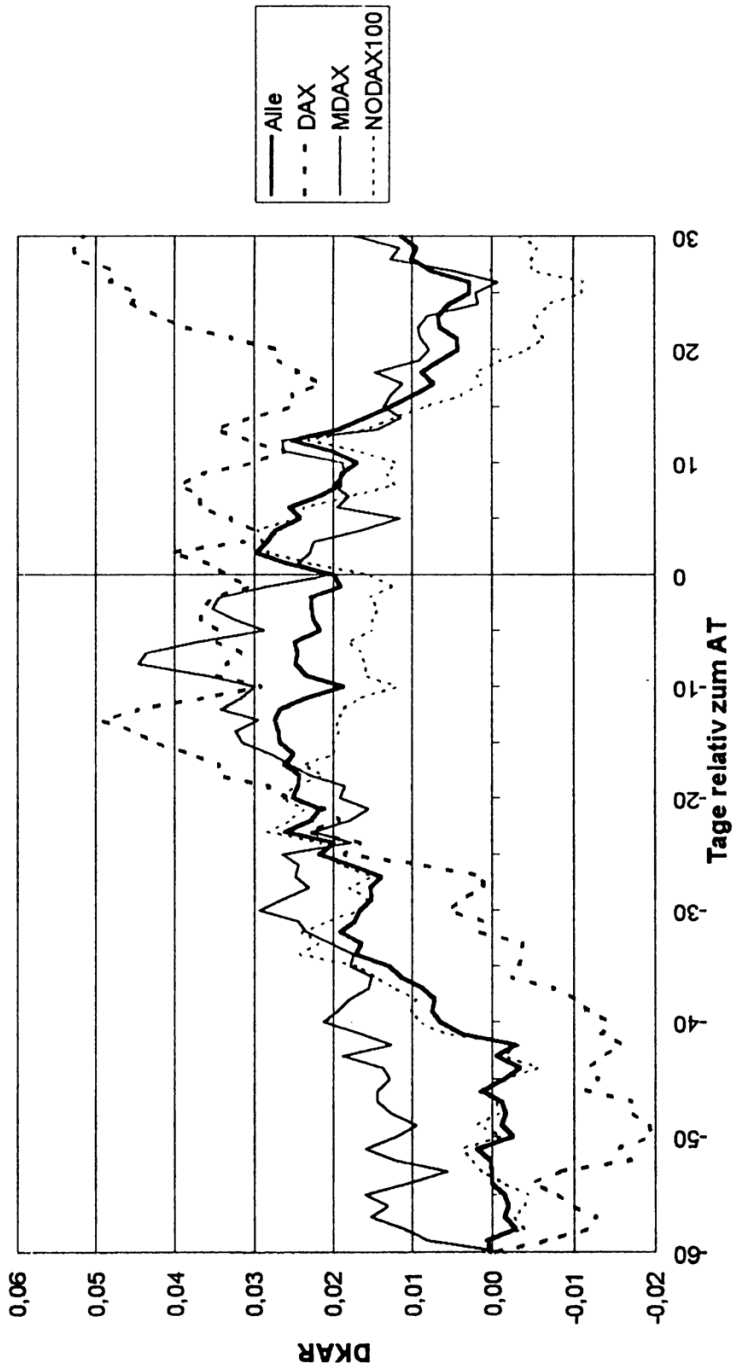


Abb. 1: DKAR am AT

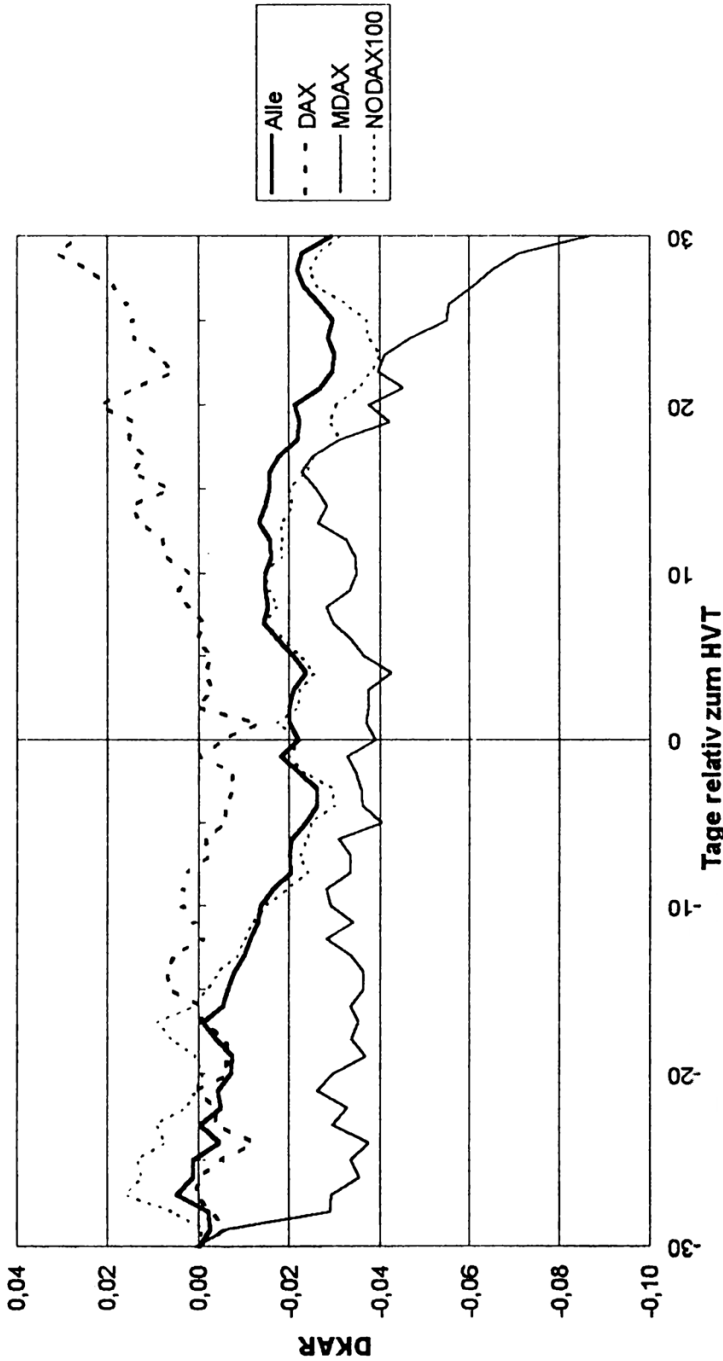


Abb. 2: DKAR am HVT

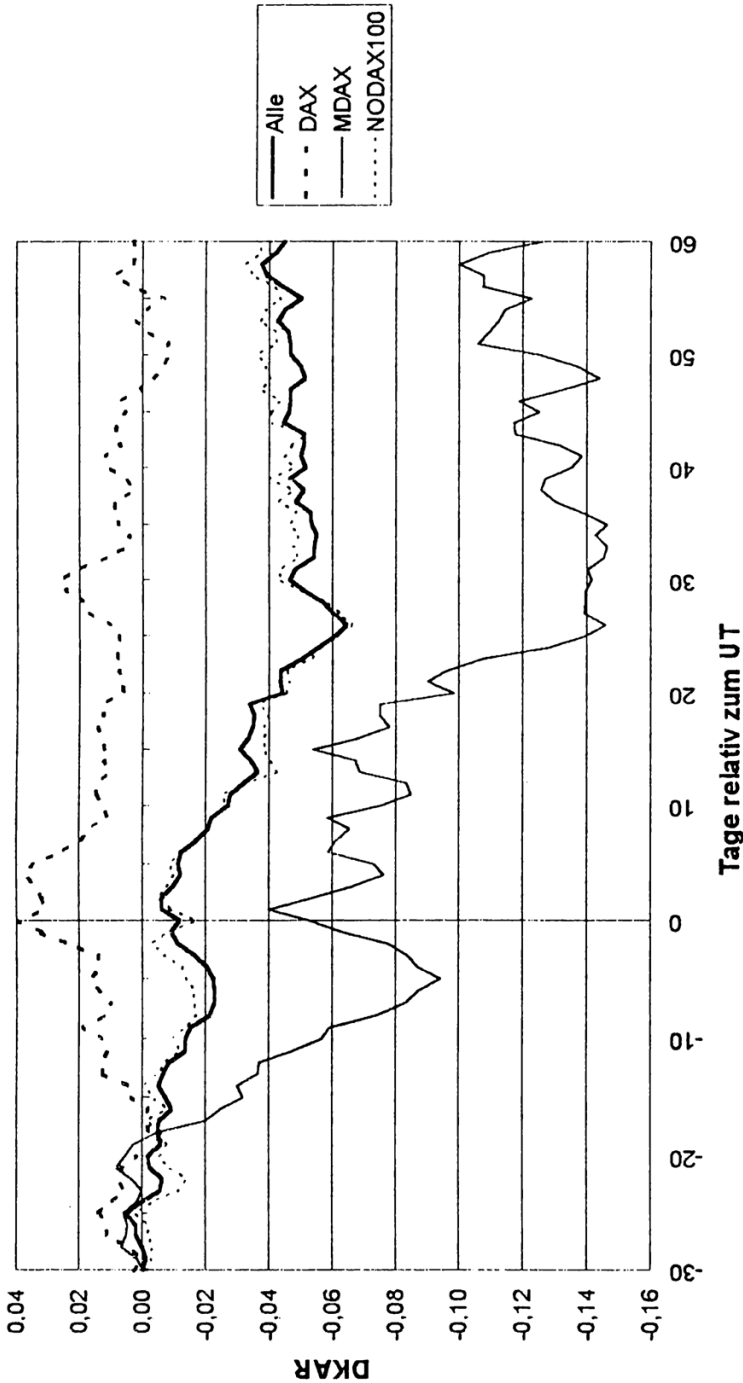


Abb. 3: DKAR am UT

*Tabelle 1*  
**DKAR aller Teilstichproben bezogen auf den AT**

Ankündigungstag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100	
	x	y	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert
Gesamtperiode	-60	30	54%	0,0115 0,51	50%	0,0515 1,12	57%	0,0172 0,53	54%	-0,0036 -0,11
Vorankündigungsperiode	-60	-6	41%	0,0249 1,70	38%	0,0346 0,88	29%	0,0373 1,11	46%	0,0180 0,99
Ankündigungsperiode	-5	5	49%	-0,0008 -0,08	63%	-0,0017 -0,26	71%	-0,0258 -2,01	36%	0,0069 0,45
Nachankündigungsperiode	6	30	54%	-0,0126 -1,10	13%	0,0186 1,28	43%	0,0058 0,24	71%	-0,0284 -1,76



Tabelle 2  
DKAR aller Teilstichproben bezogen auf den HVT

HV-Tag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100					
	x	y	neg. Werte	t-Wert	neg. Werte	t-Wert	neg. Werte	t-Wert	neg. Werte	t-Wert				
Gesamtperiode	-30	30	56%	-0,0294	-1,01	50%	0,0261	0,57	57%	-0,0866	-1,16	58%	-0,0312	-0,79
Vor-HV-Periode	-30	-6	64%	-0,0206	-1,70	38%	-0,0016	-0,12	100%	-0,0308	-2,48	63%	-0,0240	-1,27
HV-Periode	-5	5	38%	-0,0003	-0,03	38%	-0,0014	-0,06	43%	-0,0057	-0,28	38%	0,0016	0,13
Nach-HV-Periode	6	30	54%	-0,0084	-0,57	38%	0,0291	1,21	57%	-0,0500	-0,99	58%	-0,0088	-0,52

Tabelle 3  
**DKAR aller Teilstichproben bezogen auf den UT**

Umstellungstag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100					
	x	y	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert	neg. Werte	DKAR t-Wert				
Gesamtperiode	-30	60	56%	-0,0450	-1,04	63%	0,0030	0,07	57%	-0,1262	-0,82	54%	-0,0373	-0,69
Vorumstellungsperiode	-30	-6	64%	-0,0231	-1,41	38%	0,0130	0,50	71%	-0,0868	-1,57	71%	-0,0165	-0,88
Umstellungsperiode	-5	5	46%	0,0118	0,94	38%	0,0213	1,05	43%	0,0139	0,40	50%	0,0080	0,47
Nachumstellungsperiode	6	60	51%	-0,0337	-1,02	50%	-0,0313	-1,64	57%	-0,0532	-0,47	50%	-0,0288	-0,65

verteilt sind.<sup>60</sup> In jenen Fällen, in denen diese Nullhypothese verworfen werden mußte, wurde in den Tabellen 1 - 3 der in Prozent angegebene Anteil negativer abnormaler Renditen grau unterlegt. Auch diese Auswertungen zeigen, daß man in der Vorankündigungsperiode bei allen Teilstichproben durchweg von einer nicht signifikant von der Marktbe-  
wegung verschiedenen Kursentwicklung ausgehen kann.<sup>61</sup>

In der Ankündigungsphase und in der darauffolgenden Nachankündigungsperiode sind die abnormalen Renditen überwiegend negativ; statistisch absichern läßt sich diese Aussage auf dem üblichen 5%-Niveau aber nur mittels des Vorzeichen-Rangtests von Wilcoxon für die Kursreaktionen der DAX- und NODAX100-Gruppe während der Nachankündigungsphase.<sup>62</sup> Bemerkenswert ist weiterhin, daß ein Blick auf Tabelle 8 im Anhang zeigt, daß es am Tag nach der Ankündigung bei der Gesamtstichprobe zu einer statistisch signifikanten abnormalen Kurssteigerung von 0,56 % kommt.<sup>63</sup> Diese wird aber durch negative Kursänderungen in den darauffolgenden Tagen mehr als kompensiert. Über die gesamte Ankündigungsperiode kommt es zu einer statistisch nicht signifikanten abnormalen Kursbewegung von -0,08 %. Lediglich für die Teilstichprobe der NODAX100-Werte ist die Kursreaktion in der Ankündigungsperiode mit 0,69 % positiv, wenngleich statistisch ebenfalls nicht signifikant.

Betrachtet man schließlich den gesamten Untersuchungszeitraum von 60 Tagen vor dem Ankündigungstermin bis 30 Tage danach, dann stellt man fest, daß die abnormale Kursreaktion mit 1,16 % zwar positiv, aber statistisch nicht signifikant ausfällt. Auffallend ist dabei allerdings der hohe, aber ebenfalls statistisch nicht signifikante Mittelwert von 5,28 % bei den DAX-Werten. Hierbei ist folgendes zu beachten. Zum einen wird dieses Ergebnis stark durch einen Ausreißer, nämlich die SAP-Vorzugsaktie, beeinflußt, die im fraglichen Zeitraum eine Überrendite von 40 % erzielte. Dementsprechend liegt die mediane abnormale Rendite mit 1,3 % deutlich unter dem Mittelwert. Zum anderen muß man auch beachten, daß in der fraglichen Zeit die DAX-Werte im Durchschnitt eine

---

<sup>60</sup> Für eine Darstellung dieses Testverfahrens vgl. *Basler* (1994), S. 203 ff.

<sup>61</sup> Ein Blick auf Tabelle 8 zeigt, daß es während der Vorankündigungsphase lediglich im Zeitraum von -20 bis -6 Börsentagen vor der Ankündigung bei der Teilstichprobe der MDAX-Werte zu einer signifikanten positiven Kursreaktion kommt.

<sup>62</sup> Vgl. hierzu auch Tabelle 8 im Anhang. Dort sieht man im übrigen auch, daß die Kursentwicklung im Zeitraum von 6 bis 20 Tagen nach der Ankündigung bei der Gesamtstichprobe signifikant negativ ist.

<sup>63</sup> Zu beachten ist, daß die Tabellen kontinuierliche abnormale Renditen enthalten, die durch Delogarithmieren in ratielle Renditen umzurechnen sind.

deutlich bessere Kursentwicklung aufzuweisen hatten, als die nicht im DAX enthaltenen Unternehmen. Somit führt die Verwendung des CDAX als Stellvertreter für das Marktportfolio zu einer Verzerrung der Ergebnisse zugunsten der DAX-Werte. Eine probeweise durchgeführte Berechnung der abnormalen Renditen relativ zum DAX ergab dementsprechend nur noch einen – ebenfalls nicht signifikanten – Wert von 4,18% für die DKAR der im DAX enthaltenen Werte. Somit kann man insgesamt festhalten, daß sich in Tabelle 1 kein statistisch signifikanter Hinweis auf einen positiven Signaleffekt der Ankündigung einer Nennwertumstellung finden läßt.

In den 60 Börsentagen um den HV-Tag ist die Kursentwicklung uneinheitlich, aber in den meisten Fällen negativ. Auch hier schneiden die DAX-Werte deutlich besser ab, wenngleich Tabelle 2 zeigt, daß dies ohne jede statistische Signifikanz geschieht. Insgesamt scheint der formelle Beschluß der Nennwertherabsetzung durch die Hauptversammlung keine Bedeutung für die Informationsverarbeitung am Kapitalmarkt zu haben. Angesichts der Mehrheitsverhältnisse auf den Hauptversammlungen deutscher Unternehmen ist dies auch nicht überraschend; sofern kursrelevante Entscheidungen auf der Tagesordnung stehen, wird diese Information bereits im Vorfeld, d. h. im Zeitraum um die Ankündigung dieser beabsichtigten Beschlußfassung durch den Vorstand, verarbeitet.

Auch im Umstellungszeitraum kommt es insgesamt zu keinen signifikanten Kursreaktionen, wie man der Tabelle 3 entnehmen kann. Allerdings erkennt man insbesondere in der Nachumstellungsperiode eine durchweg negative Kursreaktion. Sie liegt im Durchschnitt aller betrachteten Werte immerhin bei  $-3,31\%$ . Bemerkenswert ist dabei ein Blick auf Tabelle 10 im Anhang. Dort sieht man nämlich, daß es in einigen Teilzeiträumen während der Nachumstellungsperiode sogar zu statistisch signifikanten negativen Kursreaktionen kommt. Dies gilt etwa für den Zeitraum von 6 bis 30 Handelstagen nach der Umstellung; hier muß man für die Gesamtstichprobe eine abnormale Kursbewegung von  $-3,47\%$  verzeichnen. Damit wird insgesamt der Eindruck bestärkt, daß die in der Ankündigungsphase noch tendenziell positive Kursentwicklung später wieder rückgängig gemacht wird.<sup>64</sup>

---

<sup>64</sup> An dieser Stelle sei bemerkt, daß die Kursreaktionen im Zeitfenster um den Umstellungstag auch mittels einer Risikobereinigung nach *Sharpe* (1964) gemäß Gleichung (11) untersucht wurden. Dabei wurde das systematische Risiko auf der Grundlage von Tageskursen im Zeitraum zwischen 281 und 31 Handelstagen (= 1 Börsenjahr) vor dem Umstellungstermin ermittelt. Es ergaben sich dabei keine nennenswerten Unterschiede. Die in Tabelle 3 dargestellte Kursreaktion von



Dies läßt sich auch in Tabelle 4 erkennen, in der die DKAR aller Teilstichproben vom Beginn der Vorankündigungsphase bis zum Ende der Nachumstellungsperiode zusammengefaßt wurden. Mit Ausnahme der DAX-Werte sind in diesem Zeitraum die abnormalen Renditen negativ, wenngleich statistisch nicht signifikant von null verschieden.<sup>65</sup> Im Durchschnitt ist in diesem Zeitraum, der ein knappes Börsenjahr beträgt, eine Underperformance gegenüber dem CDAX von 3,05 % festzustellen. Auch der Anteil der negativen Überrenditen liegt bei allen betrachteten Teilstichproben über 50 %. Dabei kann die mittels des Vorzeichen-Rangtests von Wilcoxon geprüfte Nullhypothese, daß die Verteilung der abnormalen Renditen symmetrisch um den Wert von 0 liegt, auf dem 5 %-Niveau nicht verworfen werden. Insgesamt liefern diese Ergebnisse keine Hinweise für eine Ablehnung der Untersuchungshypothese 1. Man kann also abschließend festhalten, daß eine Nennwertumstellung zu keinen signifikanten Überrenditen bei den betreffenden Aktien führt.

#### b) Der Einfluß der Nennwertumstellung auf die Volatilität

Untersuchungshypothese 2 prognostizierte, daß es zum Zeitpunkt der Umstellung auf die 5-DM-Notiz zu einem Anstieg der Volatilität kommt. Zur Überprüfung dieser Hypothese wurden gemäß Gleichung (9) und (10)

*Tabelle 4*  
**DKAR im gesamten Untersuchungszeitraum**

	Alle	DAX	MDAX	NODAX100
Stichprobenumfang	39	8	7	24
durchschnittliche Anzahl Tage	220	218	244	214
Anteil negativer Werte	61%	75%	57%	58%
DKAR <sub>[t<sub>AT-60</sub>;t<sub>UT+60</sub>]</sub>	-0,0300	0,0541	-0,1098	-0,0348
t-Wert	-0,4158	0,4839	-0,4545	-0,3865

– 4,4 % über das gesamte Zeitfenster vermindert sich nach Risikobereinigung auf – 5,3 %. Dasselbe gilt auch für die Umstellungsperiode, bei der die Risikobereinigung zu einer Verminderung der abnormalen Rendite von 1,2 % auf 1,0 % führt. Auch bei der Auswahl anderer Teilzeiträume ergeben sich ähnlich geringfügige Unterschiede. Hinsichtlich der statistischen Signifikanz der Ergebnisse bringt die Risikobereinigung keine neuen Erkenntnisse.

<sup>65</sup> Bei den DAX-Werten wird dieses Ergebnis wiederum durch die SAP-Vorzugsaktie erheblich beeinflusst, weil diese im hier betrachteten Zeitraum eine Überrendite von 154 % erzielte.

die Volatilitätsdifferenzen der logarithmierten Aktienkurs- und CDAX-Renditen auf Jahresbasis ermittelt. In Abbildung 4 ist die Entwicklung dieser Volatilitätsdifferenz im Zeitraum  $\pm 60$  Börsentage um den UT abgebildet. Die Jahresvolatilitäten wurden dabei auf der Basis der letzten 30 Börsentage ermittelt, d. h., in den Gleichungen (9) und (10) wurde  $T = 30$  gesetzt. Mit Ausnahme der Teilstichprobe der zum DAX gehörenden Werte läßt sich in allen Fällen ein starker Anstieg der Volatilität nach der Umstellung der Börsennotiz feststellen.

Für eine statistische Überprüfung dieses Ergebnisses wird in Tabelle 5 die Veränderung der gemäß Gleichung (10) ermittelten durchschnittlichen Volatilitätsdifferenz vor und nach dem UT verglichen. Dabei wurde die Volatilität auf der Grundlage von 60 Börsenkursen ermittelt, d. h., es wurde in den Gleichungen (9) und (10)  $T = 60$  gesetzt. Wie man sehen kann, kommt es mit Ausnahme der Teilstichprobe der zum DAX gehörenden Werte zu einem statistisch signifikanten Anstieg der Volatilität.<sup>66</sup> Dieses Ergebnis wird auch durch einen Blick auf die Anzahl derjenigen Werte, bei denen die Volatilität nach der Umstellung sinkt, bestätigt. Dies tritt nämlich nur bei 33 % aller untersuchten Aktien ein. Testet man mittels des Vorzeichen-Rangtests von Wilcoxon die Nullhypothese, daß die Verteilung der Volatilitätsveränderungen symmetrisch um einen Wert liegt, der kleiner oder gleich 0 ist, dann kann diese Hypothese mit Ausnahme der Teilstichprobe der DAX-Werte in allen Fällen verworfen werden.<sup>67</sup>

Im Durchschnitt der gesamten Stichprobe steigt die Jahresvolatilität nach der Nennwertumstellung um 1 %-Punkt gegenüber dem Marktdurchschnitt. Wie bereits vermutet, wirkt sich dieser Volatilitätsanstieg bei Werten mit geringer Liquidität stärker aus als bei Werten mit hoher Liquidität. Bei den DAX-Werten, die unter den gesamten Stichprobenwerten sicherlich die höchste Liquidität aufweisen<sup>68</sup>, kommt es er-

---

<sup>66</sup> Die Prüfung mittels des  $t$ -Tests unterliegt natürlich auch hier dem Einwand, daß eine Normalverteilung der Volatilitätsdifferenzen in der Grundgesamtheit unterstellt werden muß. Eine Überprüfung dieser Annahme durch den bereits erwähnten Jarque-Bera-Test ergab, daß die Stichprobenergebnisse auf eine Wahrscheinlichkeit eines Fehlers 1. Art von deutlich weniger als 1 % hinweisen. Die Testschranken für den  $t$ -Test wurden im vorliegenden Fall für den einseitigen  $t$ -Test auf einem Signifikanzniveau von 5 % ermittelt. Alle in diesem Sinne signifikanten  $t$ -Werte wurden in Tabelle 5 grau unterlegt.

<sup>67</sup> Die grau unterlegten prozentualen Anteile der negativen Werte in Tabelle 5 zeigen an, daß die beschriebene Nullhypothese auf einem Signifikanzniveau von 5 % verworfen werden konnte.

<sup>68</sup> Ungefähr 80 % der Umsätze in inländischen Aktien entfallen auf DAX-Werte; vgl. *Richard* (1992), S. 117.

wartungsgemäß zu einer vernachlässigbaren Volatilitätsänderung von  $-0,1\%$ -Punkten. Demgegenüber steigt nach der Nennwertumstellung die Volatilität bei den MDAX-Werten um  $1,7\%$ - und bei den NODAX100-Werten um  $1,3\%$ -Punkte an. Insofern bestätigen die hier vorliegenden Ergebnisse die Untersuchungshypothese 2. Dieses Ergebnis ist im übrigen unabhängig von den verglichenen Intervallen stabil.<sup>69</sup>

#### c) Der Einfluß der Nennwertumstellung auf die Beta-Faktoren

In Hypothese 3 wurde prognostiziert, daß sich das systematische Risiko einer Aktie durch eine Nennwertumstellung nicht ändert. Dies wird im folgenden durch eine Betrachtung der mittels Regressionsgleichung (11) ermittelten Beta-Faktoren untersucht. Zur Berechnung der Regressionsparameter zu einem bestimmten Zeitpunkt  $t$  wurden jeweils die letzten 30 Börsentage herangezogen. Daraus ergibt sich zunächst die Darstellung in Abbildung 5. Vor allem bei den zum DAX gehörenden Werten kann man erwartungsgemäß erkennen, daß das durchschnittliche Beta sowohl vor der Umstellung als auch nachher um den Wert 1 schwankt. Demgegenüber ergibt sich bei den anderen Teilstichproben ein leichter Anstieg des Betafaktors.

Für eine exaktere Auswertung dieser Ergebnisse werden in Tabelle 6 die durchschnittlichen Beta-Faktoren vor der Umstellung mit jenen nach der Umstellung verglichen. Hierfür wird sowohl ein Intervall von  $\pm 60$  als auch  $\pm 30$  Börsentagen um den Umstellungstermin betrachtet. Wie man erkennen kann, kommt es mit einer Ausnahme immer zu einem Anstieg des systematischen Risikos. Allerdings ist dieser Anstieg in keinem Fall statistisch signifikant von Null verschieden, sofern man eine Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens  $5\%$  unterstellt. Somit kann Untersuchungshypothese 3 dahingehend bestätigt werden, daß eine Nennwertumstellung keinen signifikanten Einfluß auf das systematische Risiko eines Unternehmens hat.

### IV. Zusammenfassung

In dem hier vorgelegten Beitrag wurden die durch eine Nennwertumstellung verursachten Kursreaktionen untersucht. Sofern man davon ausgeht, daß der ausführlich dokumentierte Ankündigungseffekt von

---

<sup>69</sup> Von den Autoren durchgeführte Berechnungen auf der Grundlage von 30- und 45tägigen Intervallen um den Umstellungstag lieferten vergleichbare Ergebnisse.

Tabelle 5  
Die Volatilitätsveränderung bezogen auf den UT

	Grenzen der zu vergleichenden Intervalle	Anteil negativer Werte	$\Delta \text{DVol}_{[1;60]} - \Delta \text{DVol}_{[-60;-1]}$	$s[\Delta \text{DVol}_{[1;60]} - \Delta \text{DVol}_{[-60;-1]}]$	Größe der Stichprobe	t-Wert	$\Delta \text{DVol}$ im Intervall $[-60;-1]$	$\Delta \text{DVol}$ im Intervall $[1;60]$
Alle	$[-60;-1] - [1;60]$	33%	0,0109	0,0225	39	-3,0290	0,0184	0,0293
DAX	$[-60;-1] - [1;60]$	75%	-0,001	0,0042	8	-0,6814	0,0145	0,0135
MDAX	$[-60;-1] - [1;60]$	14%	0,0172	0,022	7	2,0665	0,0180	0,0352
NODAX100	$[-60;-1] - [1;60]$	25%	0,0131	0,0253	24	2,3311	0,0198	0,0329



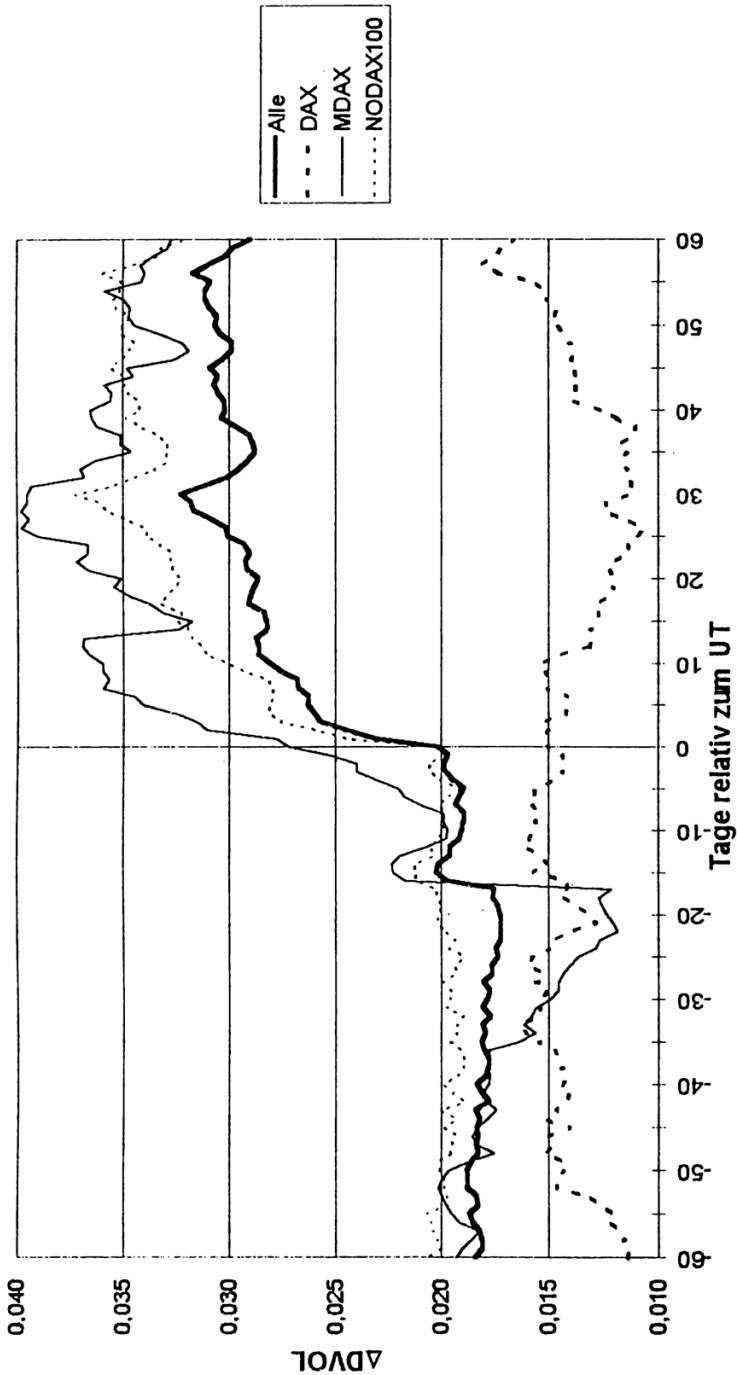


Abb. 4: Volatilitätsdifferenzen um den UT

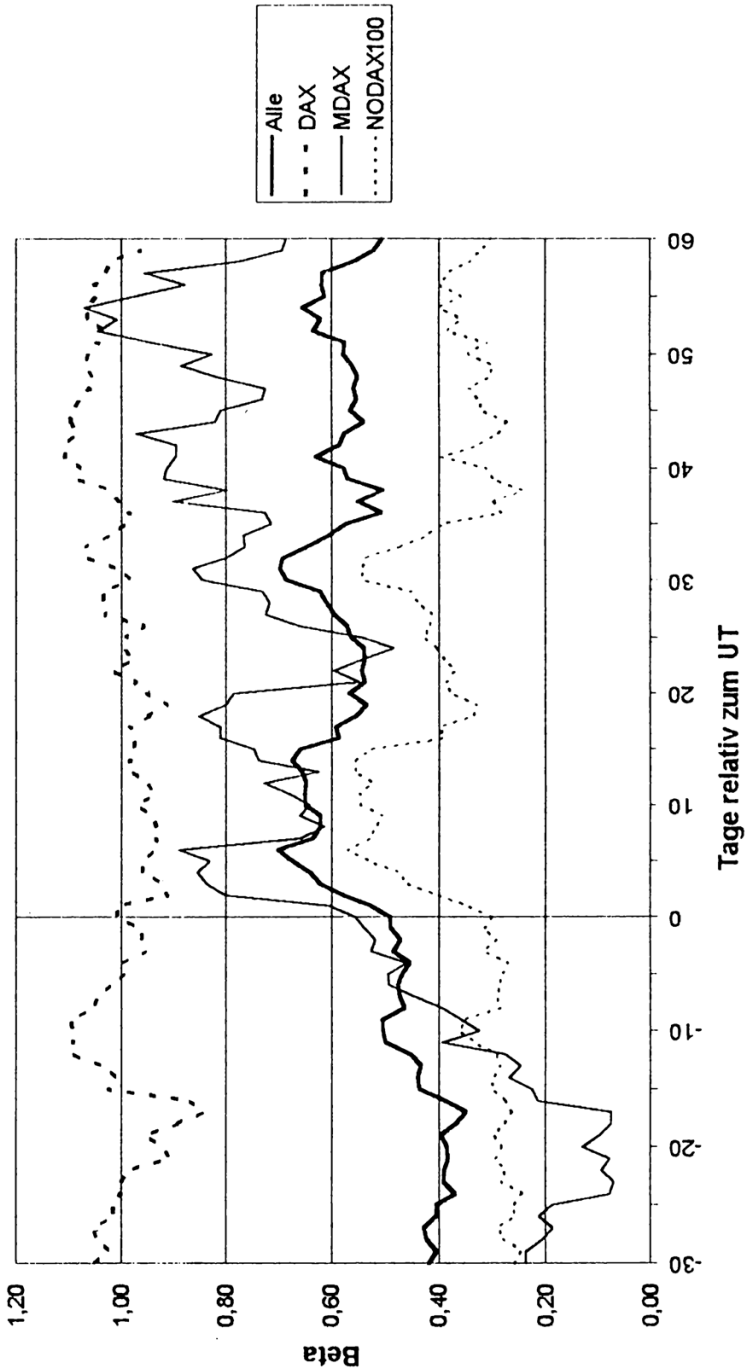


Abb. 5: Durchschnittliche Beta-Faktoren um den UT

Tabelle 6  
Die Veränderung der Beta-Faktoren bezogen auf den UT

	Grenzen der zu vergleichenden Intervalle	Veränderung des durchschnittlichen Betas zwischen den Intervallen	Standardabweichung der Differenz der Intervalle	Größe der Stichprobe	t-Wert	Mittelwert des Intervalls $[-x; -1]$	Mittelwert des Intervalls $[1; x]$
Alle	$[-60; -1] - [1; 60]$	0,1482	0,6520	39	1,4192	0,4473	0,5955
DAX	$[-60; -1] - [1; 60]$	0,0077	0,1419	8	0,1531	1,0007	1,0083
MDAX	$[-60; -1] - [1; 60]$	0,4773	0,7121	7	1,7736	0,3052	0,7826
NODAX100	$[-60; -1] - [1; 60]$	0,0990	0,7222	24	0,6715	0,3043	0,4033
Alle	$[-30; -1] - [1; 30]$	0,1753	0,8106	39	1,3504	0,4311	0,6064
DAX	$[-30; -1] - [1; 30]$	-0,0318	0,2269	8	-0,3967	1,0008	0,9690
MDAX	$[-30; -1] - [1; 30]$	0,4413	0,9004	7	1,2968	0,2707	0,7120
NODAX100	$[-30; -1] - [1; 30]$	0,1667	0,9065	24	0,9009	0,2880	0,4547

KEaGM im wesentlichen durch einen Signalansatz erklärt werden kann, dürften sich bei einer Nennwertumstellung keine abnormalen Kurseffekte nachweisen lassen. Allerdings ist zu beachten, daß es bei einer solchen Maßnahme zu einer Veränderung der Liquidität der jeweiligen Aktie kommen könnte. Da verschiedene empirische Studien belegen, daß eine Nennwertumstellung tatsächlich zu einer Veränderung der Liquidität des Aktienmarktes führt, mußte zunächst theoretisch untersucht werden, welcher Zusammenhang zwischen dem Aktienkursprozeß und der Marktliquidität bestehen könnte. Dies geschah im Rahmen eines einfachen Kursprozeß-Liquiditäts-Modells, mit dem der Versuch unternommen wurde, die Mikrostruktur des Aktienmarktes abzubilden. Die Modellergebnisse führten zu der Hypothese, daß eine Nennwertumstellung die Volatilität des Aktienkursprozesses erhöht. Entscheidend hierfür war die Unterstellung, daß es infolge der Nennwertumstellung zu einem Rückgang des Umsatzvolumens pro Aktientransaktion und damit zu einer Verringerung der Liquidität am Aktienmarkt kommt. Zusätzlich wurden die Hypothesen aufgestellt, daß weder der Renditeprozeß noch das systematische Risiko der Aktie von dieser Liquiditätsveränderung beeinflusst werden.

Diese Hypothesen konnten im Rahmen einer empirischen Überprüfung bestätigt werden. Damit wurde nicht nur der vermutete Zusammenhang zwischen Liquidität und Kursprozeß erhärtet, sondern indirekt auch die zur Erklärung der Kurseffekte bei KEaGM herangezogene Signalhypothese. Jedenfalls bieten die empirischen Ergebnisse keinen Grund anzunehmen, daß mit einer reinen Nennwertumstellung ein Signaleffekt verbunden sein könnte. Damit wird die ökonomisch plausible Vermutung bestätigt, daß mit Nennwertumstellungen keine privaten Informationen hinsichtlich der wirtschaftlichen Lage eines börsennotierten Unternehmens signalisiert werden. Die Anwendung der Signalhypothese sollte daher auf die Erklärung der mit KEaGM verbundenen Kurseffekte beschränkt bleiben. Dies steht im Widerspruch zu zahlreichen Untersuchungen auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt, bei denen auch für sogenannte „pure stock splits“ signifikante positive Kursreaktionen festgestellt wurden.

Die hier gefundenen Ergebnisse sollten auch im Zusammenhang mit der jüngst wieder aufgeflamnten Debatte um eine effiziente Börsenorganisation gesehen werden. Hierbei geht es unter anderem um die Frage, inwieweit eine Gesamtkursfeststellung einer Einzelkursfeststellung vorzuziehen ist. *Schmidt et al. (1996)* kommen zu dem Ergebnis, daß gerade bei umsatzschwachen Werten die Anleger den Handel zu Gesamtkursen

bevorzugen. Dies steht im Einklang mit den hier gefundenen Hinweisen, daß ein Umsatzrückgang pro Transaktion die Volatilität des Kursprozesses erhöht. Eine effiziente Börsenorganisation sollte daher gerade bei umsatzschwachen Werten eine zeitliche und örtliche Zersplitterung des Handels vermeiden.

Schließlich ist festzuhalten, daß die von vielen Seiten beschworene Vorteilhaftigkeit der Einführung der 5-DM-Aktie für den Kleinanleger sich als Chimäre erwiesen hat. Da Kurseffekte nur insoweit statistisch zu belegen sind, als es durch die Nennwertumstellung zumindest teilweise zu einer Erhöhung der Volatilität des Aktienkursprozesses kommt, bleibt nach einer nüchternen wissenschaftlichen Betrachtung kein ökonomisch überzeugendes Argument für die Einführung der 5-DM-Aktie übrig. Zwar gibt es – insbesondere bei liquiden Aktienwerten – letztlich auch kein zwingendes Argument gegen ihre Einführung, doch sollte man sich zur Rechtfertigung einer Nennwertumstellung angesichts der hier dokumentierten Volatilitätserhöhung nicht ausgerechnet auf Kleinanlegerinteressen berufen.

Es bleibt abzuwarten, inwieweit die hier gefundenen Ergebnisse durch weitere Untersuchungen, die sich dann auf eine umfangreichere Datenbasis stützen können, bestätigt werden. Insbesondere wäre dabei von Interesse, ob die hier angestellten Vermutungen hinsichtlich der Veränderung der Marktliquidität durch die Einführung der 5-DM-Aktie auch durch die Auswertung von Umsatzstatistiken bestätigt werden können.



Tabelle 7  
Stichprobenbeschreibung

Name	WKN	Zuordnung	AT	HVT	UT
AG Nordeut. Steingutfabrik	677000	NODAX100	27.04.95	27.06.95	01.09.95
Agiv	502820	MDAX	22.03.95	30.06.95	18.09.95
Bayerische Hyp.-u. W.Bk.	802000	DAX	04.04.95	23.05.95	29.09.95
Bayerische Vereinsbank	802200	DAX	28.03.95	11.05.95	03.07.95
Berentzen Gruppe VA	520163	NODAX100	08.05.95	21.06.95	22.08.95
Berl. El. Hold StA	521450	NODAX100	12.05.95	27.06.95	01.09.95
Berl. El. Hold VA	521453	NODAX100	12.05.95	27.06.95	01.09.95
BHF-Bank	802500	MDAX	31.03.95	16.05.95	10.08.95
C.H.A. Bauelemente	540510	NODAX100	29.05.95	11.07.95	28.08.95
Continental Gummi-Werke	543900	DAX	02.01.95	07.06.95	01.08.95
Data Modul	549890	NODAX100	14.06.95	26.07.95	09.10.95
DePfa-Bank	804700	MDAX	10.05.95	28.06.95	01.08.95
Deutsche Bank	804010	DAX	29.03.95	18.05.95	01.06.95
Dorries Scharmann	730200	NODAX100	13.04.95	30.05.95	01.09.95
Douglas Holding	609900	MDAX	04.05.95	21.06.95	01.08.95
Dresdner Bank	804610	DAX	01.12.94	19.05.95	01.07.95
Escom	600720	NODAX100	04.11.94	16.12.94	19.04.95
Frankfurter Hypobank Centralb.	805300	NODAX100	23.03.95	16.05.95	03.07.95
Fresenius StA	578560	MDAX	09.05.95	22.06.95	11.12.95
Fresenius VA	578563	NODAX100	09.05.95	22.06.95	11.12.95
Hornbach-Baumarkt	608440	MDAX	25.08.94	17.08.95	11.11.95
Hornbach-Holding VA	608343	MDAX	14.07.94	11.10.95	01.12.95
Jado Design VA	621193	NODAX100	19.05.95	04.07.95	17.10.95
Kolb & Schüle	632000	NODAX100	22.02.95	10.05.95	05.07.95
Leifheit	646450	NODAX100	05.05.95	21.06.95	01.09.95
Magna Media Verlag	656940	NODAX100	08.05.95	21.06.95	18.09.95
Möbel Walther StA	662090	NODAX100	09.06.95	21.07.95	01.12.95
Möbel Walther VA	662093	NODAX100	09.06.95	21.07.95	01.12.95
NORD AG Immob. VA	554603	NODAX100	02.05.95	14.06.95	01.09.95
Pascale, Jean	690310	NODAX100	16.05.95	29.06.95	02.10.95
Reichelt, Otto	700790	NODAX100	05.04.95	19.05.95	19.06.95
SAP StA	716460	NODAX100	09.03.95	21.06.95	01.08.95
SAP VA	716463	DAX	09.03.95	21.06.95	01.08.95
Schering	717200	DAX	02.01.95	03.05.95	01.06.95
SG-Holding	826253	NODAX100	12.06.95	25.07.95	11.12.95
Turbon Int.	750450	NODAX100	14.07.95	24.08.95	23.10.95
VEBA	761440	DAX	24.03.95	18.05.95	20.07.95
WCM Beteil. u. Grundb.	780100	NODAX100	21.06.94	01.08.94	08.09.94
Weber, Gerry VA	776243	NODAX100	31.10.94	26.06.95	17.07.95

## DKAR relativ zum AT

Ankündigungstag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100	
	x	y	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert
	Gesamtperiode	-60	30	0,0115	0,51	0,0515	1,12	0,0172	0,53	-0,0036
	-30	30	-0,0059	-0,33	0,0503	1,71	-0,0071	-0,52	-0,0242	-0,94
	-15	15	-0,0123	-1,17	-0,0129	-0,69	-0,0142	-0,83	-0,0115	-0,75
Vorankündigungsperiode	-60	-6	0,0249	1,70	0,0346	0,88	0,0373	1,11	0,0180	0,99
	-50	-6	0,0230	1,70	0,0503	1,23	0,0214	0,67	0,0144	0,95
	-40	-6	0,0211	1,91	0,0481	1,39	0,0208	0,98	0,0121	0,97
	-30	-6	0,0075	0,86	0,0334	1,52	0,0129	0,90	-0,0026	-0,23
	-20	-6	0,0032	0,48	0,0135	1,64	0,0217	3,55	-0,0056	-0,56
	-10	-6	0,0014	0,34	-0,0020	-0,50	0,0056	0,30	0,0014	0,31
Ankündigungsperiode	-5	5	-0,0008	-0,08	-0,0017	-0,26	-0,0258	-2,01	0,0069	0,45
	-4	4	0,0057	0,64	-0,0045	-0,47	-0,0123	-0,85	0,0144	1,08
	-3	3	0,0058	0,66	-0,0052	-0,65	-0,0100	-0,70	0,0140	1,06
	-2	2	0,0070	0,90	0,0037	0,53	-0,0123	-1,01	0,0137	1,16
	-1	1	0,0027	0,56	0,0004	0,09	-0,0100	-0,84	0,0072	1,05
	-5	-5	-0,0033	-1,54	0,0002	0,10	-0,0086	-1,10	-0,0029	-1,14
	-4	-4	0,0010	0,43	0,0018	0,52	0,0038	1,19	-0,0001	-0,04
	-3	-3	0,0002	0,08	0,0000	0,00	0,0028	0,69	-0,0006	-0,20
	-2	-2	0,0001	0,05	-0,0014	-0,50	-0,0008	-0,17	0,0009	0,26
	-1	-1	-0,0038	-1,29	-0,0049	-0,52	-0,0062	-1,08	-0,0027	-0,80
	0	0	0,0009	0,30	0,0034	0,38	-0,0081	-1,54	0,0028	0,73
	1	1	0,0056	2,18	0,0019	0,40	0,0043	0,56	0,0072	2,21
	2	2	0,0041	1,45	0,0047	2,22	-0,0015	-0,27	0,0056	1,31
	3	3	-0,0014	-0,44	-0,0089	-2,35	-0,0005	-0,10	0,0009	0,19
	4	4	-0,0010	-0,24	-0,0011	-0,23	-0,0060	-1,21	0,0005	0,08
	5	5	-0,0032	-1,33	0,0026	0,60	-0,0049	-1,12	-0,0046	-1,36
	-5	0	-0,0049	-0,81	-0,0008	-0,13	-0,0171	-2,37	-0,0027	-0,29
	-4	0	-0,0016	-0,28	-0,0010	-0,20	-0,0085	-0,76	0,0002	0,02
	-3	0	-0,0026	-0,45	-0,0028	-0,41	-0,0123	-1,42	0,0003	0,04
	-2	0	-0,0027	-0,56	-0,0029	-0,54	-0,0151	-1,54	0,0009	0,13
	-1	0	-0,0029	-0,80	-0,0015	-0,37	-0,0143	-1,68	0,0000	0,00
	0	5	0,0051	0,65	0,0025	0,19	-0,0168	-0,95	0,0123	1,14
	0	4	0,0083	1,06	-0,0001	-0,01	-0,0119	-0,81	0,0169	1,63
	0	3	0,0093	1,36	0,0011	0,08	-0,0059	-0,36	0,0164	1,82
	0	2	0,0106	1,69	0,0100	0,81	-0,0054	-0,44	0,0155	1,80
	0	1	0,0065	1,38	0,0053	0,41	-0,0038	-0,33	0,0099	1,80
Nachankündigungsperiode	6	10	-0,0072	-1,88	-0,0029	-0,33	0,0073	0,78	-0,0129	-2,63
	6	20	-0,0200	-2,22	-0,0058	-0,34	-0,0037	-0,18	-0,0295	-2,43
	6	30	-0,0126	-1,10	0,0186	1,28	0,0058	0,24	-0,0284	-1,76

## DKAR relativ zum HVT

HV-Tag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100	
	x	y	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert
Gesamtperiode	-30	30	-0,0294	-1,01	0,0261	0,57	-0,0866	-1,16	-0,0312	-0,79
	-15	15	-0,0103	-0,67	0,0063	0,23	0,0077	0,28	-0,0210	-0,95
Vor-HV-periode	-30	-6	-0,0206	-1,70	-0,0016	-0,12	-0,0308	-2,48	-0,0240	-1,27
	-20	-6	-0,0164	-1,87	-0,0019	-0,15	-0,0047	-0,34	-0,0247	-1,89
	-10	-6	-0,0074	-1,64	-0,0026	-0,35	0,0034	0,23	-0,0122	-2,27
HV-periode	-5	5	-0,0003	-0,03	-0,0014	-0,06	-0,0057	-0,28	0,0016	0,13
	-4	4	0,0001	0,01	0,0044	0,17	-0,0021	-0,12	-0,0007	-0,06
	-3	3	0,0052	0,65	0,0029	0,12	-0,0013	-0,09	0,0078	0,80
	-2	2	0,0060	0,74	0,0081	0,38	-0,0018	-0,14	0,0075	0,70
	-1	1	0,0021	0,48	-0,0058	-0,39	-0,0023	-0,34	0,0059	1,27
	-5	-5	-0,0031	-1,60	-0,0041	-1,40	-0,0096	-1,47	-0,0008	-0,38
	-4	-4	-0,0026	-1,12	-0,0003	-0,09	0,0041	1,10	-0,0053	-1,61
	-3	-3	0,0001	0,04	-0,0015	-0,24	0,0005	0,13	0,0006	0,11
	-2	-2	0,0040	1,14	0,0002	0,05	0,0010	0,18	0,0061	1,16
	-1	-1	0,0040	1,85	0,0068	2,02	0,0020	0,47	0,0037	1,17
	0	0	-0,0038	-2,11	-0,0047	-0,71	-0,0063	-1,24	-0,0027	-1,89
	1	1	0,0018	0,60	-0,0079	-0,88	0,0021	0,46	0,0050	1,34
	2	2	0,0000	-0,01	0,0137	1,41	-0,0005	-0,15	-0,0045	-0,96
	3	3	-0,0010	-0,34	-0,0037	-0,79	0,0000	-0,01	-0,0003	-0,08
	4	4	-0,0025	-1,09	0,0018	1,09	-0,0049	-1,23	-0,0032	-0,93
	5	5	0,0027	0,95	-0,0017	-1,23	0,0060	0,79	0,0032	0,79
	-5	0	-0,0013	-0,25	-0,0037	-0,22	-0,0083	-0,63	0,0015	0,24
	-4	0	0,0018	0,37	0,0004	0,02	0,0013	0,15	0,0023	0,46
	-3	0	0,0043	1,10	0,0008	0,05	-0,0028	-0,48	0,0076	1,85
	-2	0	0,0042	0,94	0,0023	0,25	-0,0033	-0,40	0,0070	1,13
-1	0	0,0002	0,08	0,0021	0,27	-0,0044	-0,79	0,0009	0,27	
0	5	-0,0027	-0,33	-0,0024	-0,13	-0,0038	-0,17	-0,0025	-0,25	
0	4	-0,0054	-0,64	-0,0007	-0,04	-0,0097	-0,51	-0,0058	-0,50	
0	3	-0,0029	-0,39	-0,0026	-0,14	-0,0048	-0,30	-0,0025	-0,26	
0	2	-0,0020	-0,31	0,0011	0,06	-0,0048	-0,45	-0,0022	-0,28	
0	1	-0,0019	-0,46	-0,0126	-0,85	-0,0042	-0,54	0,0023	0,52	
Nach-HV-periode	6	10	0,0062	1,48	0,0053	1,15	0,0016	0,18	0,0078	1,27
	6	20	-0,0002	-0,03	0,0245	1,57	-0,0011	-0,05	-0,0082	-0,80
	6	30	-0,0084	-0,57	0,0291	1,21	-0,0500	-0,99	-0,0088	-0,52

## DKAR relativ zum UT

Umstellungstag	Teilperiode		Alle		DAX		MDAX		NODAX100	
	x	y	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert	DKAR	t-Wert
	Gesamtperiode									
	-30	60	-0,0450	-1,04	0,0030	0,07	-0,1262	-0,82	-0,0373	-0,69
	-30	30	-0,0466	-1,56	0,0256	0,41	-0,1415	-1,67	-0,0429	-1,21
	-15	15	-0,0213	-1,19	0,0136	0,61	-0,0295	-0,83	-0,0306	-1,16
Vorstellungsperiode										
	-30	-6	-0,0231	-1,41	0,0130	0,50	-0,0868	-1,57	-0,0165	-0,88
	-20	-6	-0,0205	-1,34	0,0070	0,49	-0,0950	-1,58	-0,0080	-0,51
	-10	-6	-0,0094	-1,37	0,0022	0,41	-0,0395	-1,51	-0,0044	-0,59
Umstellungsperiode										
	-5	5	0,0118	0,94	0,0213	1,05	0,0139	0,40	0,0080	0,47
	-4	4	0,0102	0,91	0,0206	1,27	0,0184	0,51	0,0043	0,30
	-3	3	0,0111	1,27	0,0205	1,42	0,0210	0,78	0,0050	0,45
	-2	2	0,0103	1,20	0,0179	1,22	0,0295	1,18	0,0021	0,20
	-1	1	0,0053	0,70	0,0077	0,80	0,0380	1,79	-0,0051	-0,54
	-5	-5	0,0008	0,24	0,0035	0,60	-0,0078	-0,85	0,0023	0,58
	-4	-4	0,0017	0,60	-0,0031	-1,08	0,0075	1,10	0,0016	0,39
	-3	-3	0,0041	2,00	0,0006	0,33	0,0036	2,03	0,0054	1,67
	-2	-2	0,0051	2,47	0,0092	1,89	0,0056	0,60	0,0035	1,36
	-1	-1	0,0021	0,54	0,0088	1,10	0,0149	1,29	-0,0039	-0,94
	0	0	-0,0026	-0,27	0,0069	1,15	0,0102	1,94	-0,0095	-0,62
	1	1	0,0058	0,85	-0,0080	-1,79	0,0129	0,80	0,0084	0,83
	2	2	-0,0001	-0,01	0,0009	0,27	-0,0141	-2,12	0,0037	0,62
	3	3	-0,0033	-1,13	0,0020	2,13	-0,0121	-1,33	-0,0025	-0,65
	4	4	-0,0026	-0,78	0,0032	1,32	-0,0102	-0,66	-0,0024	-0,74
	5	5	0,0009	0,50	-0,0028	-1,21	0,0033	0,69	0,0014	0,59
	-5	0	0,0111	0,81	0,0260	1,20	0,0340	1,28	-0,0006	-0,03
	-4	0	0,0103	0,81	0,0225	1,25	0,0418	1,56	-0,0029	-0,16
	-3	0	0,0086	0,73	0,0256	1,39	0,0343	1,41	-0,0045	-0,27
	-2	0	0,0045	0,36	0,0250	1,36	0,0307	1,27	-0,0099	-0,57
	-1	0	-0,0006	-0,05	0,0158	1,15	0,0251	1,61	-0,0135	-0,75
	0	5	-0,0019	-0,27	0,0022	0,37	-0,0100	-0,60	-0,0010	-0,09
	0	4	-0,0028	-0,40	0,0051	0,90	-0,0132	-0,71	-0,0024	-0,24
	0	3	-0,0002	-0,03	0,0018	0,47	-0,0031	-0,26	0,0000	0,00
	0	2	0,0031	0,52	-0,0002	-0,04	0,0090	0,64	0,0025	0,28
	0	1	0,0032	0,59	-0,0011	-0,36	0,0231	1,27	-0,0012	-0,17
Nachstellungsperiode										
	6	10	-0,0157	-2,03	-0,0218	-3,44	-0,0021	-0,10	-0,0176	-1,64
	6	20	-0,0331	-3,27	-0,0278	-3,86	-0,0257	-1,27	-0,0370	-2,40
	6	30	-0,0353	-2,46	-0,0087	-0,34	-0,0685	-1,57	-0,0344	-1,95
	6	40	-0,0402	-1,95	-0,0241	-1,14	-0,0621	-0,93	-0,0393	-1,44
	6	50	-0,0354	-1,37	-0,0429	-2,11	-0,0524	-0,59	-0,0279	-0,83
	6	60	-0,0337	-1,02	-0,0313	-1,64	-0,0532	-0,47	-0,0288	-0,65

### Literatur

- Amihud, Y.* und *H. Mendelson* (1987): Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation. *Journal of Finance*, 42, S. 533 - 555. – *Amihud, Y.* und *H. Mendelson* (1986): Asset Pricing and the Bid-Ask-Spread. *Journal of Financial Economics*, 17, S. 223 - 249. – *Asquith, P., P. Healy* und *K. Palepu* (1989): Earnings and Stock Splits. *Accounting Review*, 64, S. 387 - 403. – *Basler, H.* (1994): Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistischen Methodenlehre. 11. Aufl., Heidelberg. – *Benston, G. J.* und *R. L. Hagerman* (1974): Determinants of Bid-Ask-Spreads in the Over-the-Counter Market. *Journal of Financial Economics*, 1, S. 353 - 364. – *Bhattacharya, S.* (1979): Imperfect Information, Dividend Policy, and „the Bird in the Hand Fallacy“. *Bell Journal of Economics*, 10, S. 259 - 270. – *Bitz, M.* (1993): Finanzdienstleistungen. München et al. – *Bodie, Z., A. Kane* und *A. J. Marcus* (1996): Investments. 3. Aufl., USA. – *Branch, B.* (1985): Low Priced Stocks: Discrimination in the Brokerage Industry. *American Association of Individuals Investors Journal*, 7/July, S. 9 - 11. – *Breeden, D. T.* (1979): An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities. *Journal of Financial Economics*, 7, S. 265 - 296. – *Brennan, M. J.* und *T. E. Copeland* (1988a): Stock Splits, Stock Prices, and Transaction Costs. *Journal of Financial Economics*, 22, S. 83 - 102. – *Brennan, M. J.* und *T. E. Copeland* (1988b): Beta Changes around Stock Splits: A Note. *Journal of Finance*, 43, S. 1009 - 1013. – *Brennan, M. J.* und *P. J. Hughes* (1991): Stock Prices and the Supply of Information. *Journal of Finance*, 46, S. 1665 - 1691. – *Brown, S. J.* und *J. B. Warner* (1985): Using Daily Stock Returns – The Case of Event Studies. *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, S. 3 - 31. – *Brown, S. J.* und *J. B. Warner* (1980): Measuring Security Price Performance. *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, S. 205 - 258. – *Charest, G.* (1978): Split Information, Stock Returns, and Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, S. 265 - 269. – *Chmielewicz, J.* (1988): Die Kommission Rechnungswesen und das Bilanzrichtliniengesetz. In: *Domsch, M., F. Eisenführ* und *D. Ordeltz* (Hrsg.): Unternehmenserfolg, Planung – Ermittlung – Kontrolle. S. 749 - 774. Wiesbaden. – *Clark, P. K.* (1973): A Subordinate Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices. *Econometrica*, 41, S. 135 - 155. – *Conrad, J. S.* und *R. Conroy* (1994): Market Microstructure and the Ex-Date Return. *Journal of Finance*, 49, S. 1507 - 1519. – *Conroy, R., R. S. Harris* und *B. A. Benet* (1990): The Effects of Stock Splits on Bid-Ask-Spreads. *Journal of Finance*, 45, S. 1285 - 1295. – *Copeland, T.* (1979): Liquidity Changes following Stock Splits. *Journal of Finance*, 34, S. 115 - 141. – *Defeo, V. J.* und *P. C. Jain* (1991): Stock Splits: Price per Share and Trading Volume. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting*, Vol. 1, Part B, S. 1 - 21. – *Desai, H.* und *P. C. Jain* (1997): Long-Run Common Stock Returns Following Stock Splits and Reverse Splits. *Journal of Business*, 70, S. 409-433. – *Deutsche Börse* (1995): Composite DAX – CDAX. Frankfurt a.M. – *DG-Bank* (1994): Aktien-Research – Positive Signale durch Berichtigungsaktien. Frankfurt. – *Dravid, A. J.* (1987): A Note on the Behavior of Stock Returns Around Ex-Dates of Stock Distributions. *Journal of Finance*, 42, S. 163 - 168. – *Fama, E. F.* (1976): Foundations of Finance. New York. – *Fama, E. F.* und *H. Babiak* (1968): Dividend Policy: An Empirical Analysis. *Journal of American Statistical Association*, 63, S. 1132 - 1161. – *Fama, E. F., L. Fisher, M. C. Jensen* und



R. Roll (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10, S. 1 - 21. – Foerster, S. R. und G. A. Karolyi (1996): The Effects of Market Segmentation and Illiquidity on Asset Prices: Evidence from Foreign Stocks Listing in the US. Richard Ivey School of Business, Working Paper Nr. 96 - 26, University of Western Ontario. – Gebhardt, G., U. Entrop und S. Heiden (1994): Kursreaktionen auf Kapitalerhöhungen aus Gesellschaftsmitteln. *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 6, S. 308 - 332. – Grinblatt, M. S., R. W. Masulis und S. Titman (1984): The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends. *Journal of Financial Economics*, 13, S. 461 - 490. – Ikenberry, D. L., G. Rankine und E. K. Stice (1996): What Do Stock Splits Really Signal? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, S. 357 - 375. – Jeong, J. und J. G. Powell (1994): The Determinants of Dividend Smoothing Behaviour. Unveröffentlichtes Manuskript. – Kalay, A. (1982): Stockholder-Bondholder Conflict and Dividend Constraints. *Journal of Financial Economics*, 10, S. 211 - 233. – Kaserer, Ch. und A. Brunner (1997): Die kurz- und langfristigen Kurseffekte von Kapitalerhöhungen aus Gesellschaftsmitteln – Eine empirische Untersuchung für den deutschen Kapitalmarkt. *Zeitschrift für Finanzmarkt- und Portfolio-Management*, 11, S. 77-99. – Koski, J. L. (1995): Measurement Effects and the Variance of Returns After Stock Splits and Stock Dividends. Working Paper, University of Washington, School of Business Administration. – Lakonishok, J. und B. Lev (1987): Stock Splits and Stock Dividends: Why, Who and When. *Journal of Finance*, 42, S. 913 - 932. – Lamoureux, C. und P. Poon (1987): The Market Reaction to Stock Splits. *Journal of Finance*, 42, S. 1347 - 1370. – Lintner, J. H. (1956): Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes. *American Economic Review*, 46, S. 97 - 113. – Maloney, M. T. und J. H. Mulherin (1992): The Effects of Splitting on the Ex: A Microstructure Reconciliation. *Financial Management*, 21, S. 44 - 59. – Marsh, T. A. und R. C. Merton (1987): Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices. *American Economic Review*, 76, 483 - 503. – McNichols, M. und A. Dravid (1990): Stock Dividends, Stock Splits, and Signaling. *Journal of Finance*, 45, S. 857 - 879. – Miller, M. H. und K. Rock (1985): Dividend Policy under Asymmetric Information. *Journal of Finance*, 40, S. 1031 - 1051. – Murray, D. (1985): Further Evidence on the Liquidity Effects of Stock Splits and Stock Dividends. *Journal of Financial Research*, 8, S. 59 - 67. – Muscarella, Ch. J. und M. R. Vetsuypens (1996): Stock Splits: Signalling or Liquidity? The Case of ADR „Solo-Splits“. *Journal of Financial Economics*, 42, S. 3 - 26. – Ohlson, J. A. und S. H. Penman (1985): Volatility Increases subsequent to Stock Splits – An Empirical Aberration. *Journal of Financial Economics*, 14, S. 251 - 266. – Padberg, M. (1995): Der Einfluß von Kapitalerhöhungen auf den Marktwert deutscher Aktiengesellschaften. Köln. – Perridon, L. und M. Steiner (1995): *Finanzwirtschaft der Unternehmung*. 8. Aufl., München. – Rankine, G. und E. K. Stice (1997): The Market Reaction to the Choice of Accounting Methods for Stock Splits and Large Stock Dividends. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 32, S. 161 - 182. – Richard, H. J. (1992): *Aktienindizes*. Bergisch-Gladbach, Köln. – Schmidt, H., O. Oesterhelweg und K. Treske (1996): Erkennen deutsche Anleger die Vorzüge sogenannter Call Markets? *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 8, S. 10-19. – Schulz, H. (1972): Der Einfluß von Kapitalerhöhungen aus Gesellschaftsmitteln auf die Entwicklung der Aktienkurse – Eine empirische Untersuchung für den Zeitraum von 1960 bis 1969 unter Berücksichtigung von Insider-, Publizitäts- und Splitttingeffekten. Verlag Otto

Schwartz & Co, Göttingen. – *Sharpe, W. F.* (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19, S. 425 - 442. – *Stoll, H. R.* und *R. E. Whaley* (1983): Transaction Costs and the Small Firm Effect. *Journal of Financial Economics*, 12, S. 57 - 79. – *Tauchen, G. E.* und *M. Pitts* (1983): The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets. *Econometrica*, 51, S. 485 - 504. – *Velli, J.* (1994): American Depositary Receipts: An Overview. *Fordham International Law Journal*, 17. – *Wenger, E., H. Knoll* und *J. Knoesel* (1995): Der systematische Besuch von Hauptversammlungen im Rahmen der betriebswirtschaftlichen Hochschulausbildung. In: *Elschen, R., T. Siegel* und *F. W. Wagner* (ed.): *Unternehmenstheorie und Besteuerung*, S. 749 - 774. Wiesbaden. – *Wiggins, J. B.* (1992): Beta Changes around Stock Splits Revisited. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, S. 631 - 640. – *Winkelmann, M.* (1984): *Aktienbewertung in Deutschland*. Königstein i.Ts. – *Woolridge, J. R.* (1983a): Ex-Date Stock Price Adjustment to Stock Dividends: A Note. *Journal of Finance*, 38, S. 247 - 255. – *Woolridge, J. R.* (1983b): Stock Dividends as Signals. *Journal of Financial Research*, 6, S. 1 - 12.

### Zusammenfassung

#### Die Einführung der 5-DM-Aktie – Ein Testfall für die Untersuchung der Mikrostruktur von Aktienmärkten

In dem hier vorgelegten Beitrag wurden die durch eine Nennwertumstellung verursachten Kursreaktionen untersucht. Auf der Grundlage theoretischer Überlegungen wurde zunächst angeregt, sich bei der Erklärung dieser Kursreaktionen auf ein Kursprozeß-Liquiditäts-Modell zu stützen. Demgegenüber können Signalmodelle keinen Erklärungsbeitrag liefern. Mit diesem Erklärungsansatz wurde prognostiziert, daß die Einführung der 5-DM-Aktie weder am Ankündigungsnach noch am Umstellungstag zu einer signifikanten Kursreaktion führt. Gleichzeitig war aber zu erwarten, daß es nach der Nennwertumstellung zu einer Erhöhung der Volatilität des Aktienkursprozesses kommt. Für das systematische Unternehmensrisiko wiederum sollte die Nennwertumstellung ohne Auswirkung bleiben. Im Rahmen der empirischen Untersuchung konnten keine Hinweise für eine Verwerfung dieser Hypothesen gefunden werden. Dies steht zumindest insoweit im Widerspruch zu den US-amerikanischen Ergebnissen, als dort auch für „pure stock splits“ signifikant positive Kursreaktionen ermittelt wurden. Im übrigen ist dieses Ergebnis nicht ohne Bedeutung für die Frage nach einer effizienten Börsenorganisation. (JEL G 14)

### Summary

#### Pure Stock Splits in Germany – New Evidence Regarding the Microstructure of Stock Markets

It was the aim of this paper to analyze price reactions following a pure stock split in Germany. First we argued that this price reactions should not be explained by a conventional signaling model. Thereafter it was shown that stock

price reactions can be modelled within a simple dynamic price-liquidity-model. The results of this theoretical considerations lead us to the following hypotheses. The announcement of a stock split should have no statistically significant price reaction. This should also be true for the ex-date. However, a stock split will cause a perceptible increase in the volatility of stock prices, while the market risk of stocks should be unchanged. These three hypotheses were corroborated by the empirical investigation. Therefore, the results partly reveal a discrepancy to several studies from the US. Moreover, these findings might be important as far as the efficient organization of a stock exchange is concerned.

### **Résumé**

#### **L'introduction du fractionnement d'actions (stock split) – Un cas testé pour l'analyse de la microstructure des marchés des actions**

L'article analyse les réactions des cours causées par une adaptation des valeurs nominales. Des considérations théoriques proposent tout d'abord de s'appuyer sur un modèle dynamique liquidité-prix pour expliquer ces réactions de cours; des modèles conventionnels de signaux ne peuvent livrer aucune explication. Les résultats de ces considérations conduisent à l'hypothèse suivante: un fractionnement d'actions n'entraîne aucune réaction significative des cours, ni au moment de son annonce ni au jour de son introduction. Il faut s'attendre en même temps à ce que la volatilité des cours des actions augmente après l'adaptation des cours nominaux. Cette dernière n'a par contre aucune incidence sur le risque systématique des entreprises. Ces hypothèses ont été corroborées par l'analyse empirique. Ceci contredit pour le moins les résultats d'études américaines qui indiquent que les «pure stock splits» entraînent d'importantes réactions positives de cours. Par ailleurs, ce résultat n'est pas sans importance pour la question relative à une organisation efficiente de la Bourse.