

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

FACHBEREICH WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN

Marc Rustige und Michael H. Grote

**Der Einfluss von Diversifikationsstrategien
auf den Aktienkurs deutscher Unternehmen**

**No. 186
Februar 2008**



WORKING PAPER SERIES: FINANCE & ACCOUNTING

MARC RUSTIGE* UND MICHAEL H. GROTE†

**Der Einfluss von Diversifikationsstrategien
auf den Aktienkurs deutscher Unternehmen**

**No. 186
Februar 2008**

ISSN 1434-3401

* Dunckerstrasse 22, 10437 Berlin, 030 / 4467 3047, marc@rustige.org

† Johann Wolfgang Goethe-Universität, Schwerpunkt Finance, Postfach 19 132, 60054 Frankfurt am Main,
Telefon 069 / 798-23566, Fax 069 / 798-23648, grote@finance.uni-frankfurt.de

Abstract

Sowohl die Diversifikation als auch die Fokussierung von Unternehmensaktivitäten werden häufig mit der Maximierung des Unternehmenswertes begründet. Wir untersuchen die Auswirkungen auf den Aktienkurs für 184 Akquisitionen sowie 139 Desinvestitionen deutscher Konzerne im Zeitraum von 1996-2005. Unternehmensdiversifikationen üben, entgegen der oft geäußerten Kritik, keinen signifikant negativen Einfluss auf den Marktwert aus. Fokussierende Unternehmensakquisitionen hingegen sind mit einem signifikanten Wertaufschlag verbunden. Der Verkauf von Unternehmensteilen führt generell zu einer Marktwertsteigerung. Dabei führen Abspaltungen außerhalb des Kerngeschäfts zu einer – allerdings insignifikant – höheren Wertsteigerung als Desinvestitionen von Kerngeschäftsaktivitäten. Statt eines systematischen Diversifikationsabschlags finden wir somit einen „Fokussierungsaufschlag“ für den deutschen Markt.

JEL: G34; G14

Schlüsselbegriffe: Diversifikation; Akquisitionen; Desinvestitionen; Eventstudie

I Einleitung

Diversifikation galt in den 1960er Jahren als Königsweg der Unternehmensführung. Das Konzept wurde seit den 1980er Jahren abgelöst durch das Mantra der Konzentration auf Kernkompetenzen. In jüngster Zeit entdecken Unternehmensberatungen die Diversifikation wieder als scheinbaren Garant für hohe Unternehmensgewinne (FAZ 2008). Ziel der vorliegenden Studie ist, im Rahmen einer empirischen Analyse Aufschluss über die Vor- bzw. Nachteilhaftigkeit von Unternehmensdiversifikationen zu geben und die als Diversifikationsabschlag manifestierte pauschale Kritik an diversifizierten deutschen Konzernen zu überprüfen. In der wissenschaftlichen Literatur zu den Vor- und Nachteilen von Diversifikation wird häufig der aktuelle Marktwert von Unternehmen verglichen mit einem hypothetischen Wert der einzelnen Unternehmensbereiche (HINTERHUBER, 2000). Viele Arbeiten finden einen sogenannten „Diversifikations- (oder Konglomerats-) Abschlag“, die Unternehmensteile wären demnach einzeln mehr wert als im Unternehmensverbund (vgl. BODNAR et al. 1998; DENIS et al. 2002). In jüngeren Arbeiten wird die Validität dieses Ansatzes infrage gestellt. GRAHAM et al. (2002) zeigen, dass die Unterbewertung der Unternehmensteile oft bereits vor dem Kauf besteht und die Diversifikation somit nicht ursächlich für die Unterbewertung ist. VILLALONGA (2004) berichtet, dass mangelnde Qualität der zugrundeliegenden Daten – insbesondere über den Grad der Diversifikation – zu Fehleinschätzungen der Vorteilhaftigkeit führen kann.

Wir verfolgen in dieser Studie eine Vorgehensweise, die ohne die Ermittlung hypothetischer Unternehmenswerte auskommt und somit potentielle Endogenitätsprobleme umgeht. Wir untersuchen die Ankündigungseffekte von 184 diversifizierenden bzw. fokussierenden Unternehmensakquisitionen sowie von 129 Desinvestitionen der deutschen H-DAX Unternehmen in den Jahren 1996-2005. Diese Form der Ereignisstudie ist in jüngster Zeit von BARTSCH und BÖRNER (2007) im Kontext der Diversifikationsbeurteilung angewandt worden. Wir können zeigen, dass die pauschale Kritik an diversifizierenden Unternehmensexpansionen ungerechtfertigt ist: Während Expansionen im Kerngeschäft mit einer deutlich positiven Aktienkurssteigerung einhergehen, lässt sich für Expansionen außerhalb des Kerngeschäftes kein signifikant negativer Einfluss auf den Aktienkurs des Unternehmens nachweisen. Im Gegensatz hierzu zeigt die empirische Analyse von Desinvestitionen einen deutlichen Wertzuwachs durch Unternehmensteilabspaltungen. Eine Untersuchung hinsichtlich des Grades der Refokussierung offenbart, dass sowohl Veräußerungen von Kerngeschäftstätigkeiten als auch Veräußerungen von übrigen Geschäftsbereichen mit einem positiven Ankündigungseffekt einhergehen. Im Gegensatz zu BARTSCH und BÖRNER (2007)

finden wir im Mittel positivere Reaktionen auf Verkäufe außerhalb der Kern-Geschäftsbereiche; jedoch ist der Unterschied zu Veräußerungen innerhalb des Kern-Geschäftsbereichs nicht signifikant. Wir schlagen daher vor, statt von einem systematischen Diversifikationsabschlag von einem „Fokussierungsaufschlag“ zu sprechen.

Die Untersuchung gliedert sich wie folgt: In Abschnitt zwei wird die Theorie des Diversifikationsabschlages eingeführt und anhand des Klassifizierungsmusters von VILLALONGA (2003) vertieft. Abschnitt drei erläutert Daten und Methodik der Ereignisstudie. Die Untersuchungsergebnisse werden in Abschnitt vier dargelegt und auf ihren Erklärungsgehalt geprüft. Die gewonnenen Erkenntnisse und die für strategische Unternehmensentscheidungen relevanten Ansatzpunkte werden in Rahmen eines Fazits in Abschnitt fünf zusammengefasst.

II Diversifikation und Unternehmenswert

Wir definieren Diversifikation als Verfolgung einer langfristigen Strategie zur Ausdehnung der Geschäftstätigkeit auf unverwandte Tätigkeitsbereiche, welche neue Leistungsanforderungen an das Unternehmen stellen. Dieser Prozess der Expansion ist durch den Aufbau oder die Hinzugewinnung von Eigentumsanteilen charakterisiert, deren Zahlungsströme nicht vollständig positiv mit denen der Kerntätigkeit des Unternehmens korreliert sind. Die Gründe zur Verfolgung einer Unternehmensdiversifikation sind vielfältiger Natur. Im Zentrum des Interesses der Eigenkapitalgeber steht die Steigerung des Marktwertes ihrer Unternehmensanteile. Demnach *„liegt Diversifikation im Interesse der Aktionäre, wenn sie zu einer Mehrung des Aktionärsvermögens beiträgt“* (BÜHNER, 1990, S.75). Zur Untersuchung der Vorteilhaftigkeit einer Diversifikationsstrategie für Eigenkapitalgeber steht somit eine Analyse der marktwertbeeinflussenden Faktoren im Vordergrund.

Neben güterwirtschaftlichen Synergien wie der Ausschöpfung von Skaleneffekten können insbesondere finanzwirtschaftliche Synergien für eine Marktwertsteigerung verantwortlich gemacht werden. Zu diesen zählen ein effizienter interner Kapitalmarkt, eine erhöhte Fremdkapitalkapazität sowie steuerliche Vorteile. Das Argument der Vorteilhaftigkeit eines internen Kapitalmarktes ist die in der Literatur am stärksten diskutierte Unterstützung einer Diversifikationsstrategie. Das Konzept der internen Kapitalmärkte beruht auf der Theorie einer effizienteren Ressourcenallokation innerhalb von diversifizierten Unternehmen (WILLIAMSON, 1975; MYERS und MAJLUF, 1984; STEIN, 1997, 2003; ALCHIAN, 1969). Eine erhöhte Fremdkapitalkapazität resultiert – wie LEWELLEN (1971) zeigt – aus Reduktion der Varianz des kumulierten Einkommensstroms bei Zusammenschluss zweier Unternehmen mit nicht vollständig positiv korrelierten Risiken. Bedingt durch das

niedrigere Ausfallrisiko sinken die Fremdkapitalkosten. Für die bestehenden Fremdkapitalgeber eines Unternehmens kann, basierend auf der Optionspreistheorie, eine Vorteilhaftigkeit der Unternehmensdiversifikation durch die Wertsteigerung ihrer Fremdkapitalanteile belegt werden (BLACK und SCHOLÉS, 1973). Zusätzlich sind die Fremdkapitalgeber aufgrund der gesunkenen Insolvenzwahrscheinlichkeit gewillt, einen höheren Verschuldungsgrad des Unternehmens zu akzeptieren. Ein höherer Verschuldungsgrad des Unternehmens kann durch die steuerliche Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen Unternehmenswert generieren. Schlussendlich können sich nach MAJD und MYERS (1987) auch steuerliche Vorteile durch die asymmetrischen Steuerverpflichtungen diversifizierter Konzerne ergeben.

Die negativen Einflüsse einer Diversifikation auf den Unternehmenswert lassen sich in erster Linie auf bestehende Agency-Probleme innerhalb des Unternehmens zurückführen. Wie JENSEN und MECKLING (1976) zeigen, sind die Zielfunktionen der Eigenkapitalgeber, Manager und Fremdkapitalgeber eines Unternehmens nicht zwangsläufig kongruent, so dass die Motive dieser drei Anspruchsgruppen grundlegend unterschiedlich und Interessenskonflikte unvermeidlich sein können. Die Neigung des Managements zur Verfolgung einer Diversifikationsstrategie lässt sich nach AMIHUD und LEV (1981) sowie SHLEIFER und VISHNY (1989) mit der Verwirklichung privater Interessen erklären. Zum einen kann sich ein Überinvestitionsproblem in diversifizierten Unternehmen einstellen. Wie MURPHY (1985) zeigt, ist die Kompensation der leitenden Angestellten eines Unternehmens positiv mit der Größe des Unternehmens korreliert. Das Management eines Unternehmens hat somit einen Anreiz, das Unternehmen – auch über das optimale Maß hinaus – wachsen zu lassen. STULZ (1990) leitet hieraus das Überinvestitionsproblem ab, wonach Manager eine Maximierung der Investitionen anstreben und auch Projekte mit einem negativen Kapitalwert ausführen. JENSEN (1986) postuliert, dass insbesondere diversifizierte Unternehmen aufgrund des höheren Free-Cash-Flows zu derartigen unrentablen Überinvestitionen neigen. Zum anderen wird die effiziente Allokation von Ressourcen auf einem internen Kapitalmarkt als kritisch angesehen (FAURE-GRIMAUD und Inderst, 2005; LAMONT 1997; BERGER und OFEK, 1995). MEYER ET AL. (1992) legen dar, dass insbesondere Bereichsleiter der schwachen Geschäftsbereiche eines Unternehmens dazu tendieren, durch „internal rent seeking“ die Kapitalallokation innerhalb des Konzerns auf ihre Verantwortungsbereiche zu konzentrieren und sich somit ein Ressourcentransfer von „guten“ zu „schlechten“ Geschäftsfeldern im Rahmen einer ineffizienten Quersubventionierung einstellt.

Empirische Forschungsbeiträge hinsichtlich der Vorteilhaftigkeit einer Unternehmensdiversifikation für die Eigenkapitalgeber zeichnen ein uneinheitliches Bild. Während die Diversifikation von Unternehmen Ende der sechziger Jahre als dogmatische Überlebensstrategie betrachtet und seitens des Kapitalmarktes positiv bewertet wurde (KLEIN, 2001), invertierte sich dieser Trend gegen Ende der siebziger Jahre. Restrukturierungswellen und „Corporate Raiders“ ließen die Konzentration auf die Kernkompetenzen in den achtziger Jahre in den Vordergrund der Unternehmensstrategie rücken (GOOLD und LUCHS, 1993). Spätestens seit Mitte der neunziger Jahre widmete sich die empirische Kapitalmarktforschung dem Zusammenhang zwischen Diversifikation und Unternehmenswert. Ausgelöst durch erste empirische Studien manifestierte sich schnell die Auffassung eines „Diversifikationsabschlages“ – einer negativen Bewertung von Unternehmensdiversifikation durch den Kapitalmarkt (LANG und STULZ, 1994; BERGER und OFEK, 1995). Bis Ende des letzten Jahrzehntes hatte sich das Bild von konglomeraten Wertzerstörern soweit gefestigt, dass SCHARFSTEIN und STEIN (2000, S. 2537) zusammenfassend anmerken: *„In recent years, it has become almost axiomatic among researchers in finance and strategy, that a policy of corporate diversification is typically value reducing.“* Jüngste Forschungsbeiträge nähren jedoch Zweifel an der axiomatischen Sichtweise einer Wertminderung durch Diversifikation. Gleichzeitig deutet sich auch abseits der Wissenschaft eine leichte Renaissance der Beurteilung von Unternehmensdiversifikationen an und die pauschale Kritik an diversifizierten Unternehmen wird hinterfragt (FAZ 2006, FTD 2006).

In Anlehnung an die verschiedenen Formen der Informationseffizienz klassifiziert VILLALONGA (2003) die Ausprägungen eines empirisch messbaren Diversifikationsabschlages in eine schwache, eine semi-starke und eine starke Form. Eine schwache Form des Diversifikationsabschlages liegt vor, wenn sich im Vergleich von spezialisierten und diversifizierten Unternehmen eine niedrigere Bewertung diversifizierter Unternehmen am Kapitalmarkt beobachten lässt. Formal lässt sich dies beschreiben als:

$$V_{d(A,B,C),t} < V_{f(A),t} + V_{f(B),t} + V_{f(C),t}$$

mit:

$V_{d(A,B,C),t}$:	Marktwert eines diversifizierten Unternehmens mit den Geschäftsfeldern A, B, und C zum Zeitpunkt t.
$V_{f(i),t}$:	Marktwert eines fokussierten Unternehmens zum Zeitpunkt t, dass im Geschäftsfeld i tätig ist.

$V_{d(A,B,C),t}$ repräsentiert hierbei den Unternehmenswert eines diversifizierten Unternehmens mit den drei unterschiedlichen Geschäftsfeldern A, B und C. Diesem

wird der Wert von drei fokussierten Unternehmen $V_{r(i),t}$ gegenübergestellt, die in der Größe den Geschäftsfeldern des diversifizierten Unternehmens entsprechen und jeweils nur in einem dieser drei Geschäftsfelder tätig sind. Anhand eines Bewertungsvergleichs zwischen dem tatsächlichen Marktwert des diversifizierten Unternehmens und dem Wert des Replikationsportfolios werden Rückschlüsse auf die Auswirkung einer Diversifikationsstrategie gezogen.

LANG und STULZ (1994) zeigen, dass ein Portfolio aus spezialisierten Firmen ein signifikant höheres Tobin's Q verzeichnet als diversifizierte Unternehmen. BERGER und OFEK (1995) stellen einen Wertabschlag von 13-15% bei diversifizierten Konzernen fest. Die niedrigere Kapitalmarktbeurteilung diversifizierter Unternehmen erscheint für die Mehrzahl von Untersuchungszeiträumen und entwickelten Kapitalmärkten robust (vgl. LINS und SERVAES, 1999; FAUVER, HOUSTON und NARANJA, 2004; BECKMANN, 2006).

Liegt eine semi-starke Form des Diversifikationsabschlages am Kapitalmarkt vor, so werden diversifizierte Konglomerate mit einem Wertabschlag relativ zum hypothetischen Wert ihrer einzelnen Geschäftsfelder gehandelt, würden diese als eigenständige Unternehmen am Markt notiert sein. Die semi-starke Form lässt sich darstellen als:

$$V_{d(A,B,C),t} < V_{d(A),t} + V_{d(B),t} + V_{d(C),t}$$

mit:

$V_{d(A,B,C),t}$: Marktwert eines diversifizierten Unternehmens mit den Geschäftsfeldern A, B, und C zum Zeitpunkt t.

$V_{d(i),t}$: Marktwert des Geschäftsfeldes i zum Zeitpunkt t, würde es als eigenes Unternehmen am Kapitalmarkt notiert sein.

Dem Wert des diversifizierten Unternehmens ($V_{d(A,B,C),t}$) wird hierbei der hypothetische (nicht direkt beobachtbare) Wert seiner einzelnen Geschäftsfelder ($V_{d(i),t}$) gegenübergestellt, wenn diese als eigenständige Unternehmen am Markt gehandelt würden. Liegt eine semi-starke Form des Diversifikationsabschlages vor, so sollte bei Unternehmen, die im Rahmen einer Restrukturierung die Diversität ihrer Geschäftsaktivitäten reduzieren, eine Wertsteigerung feststellbar sein. Empirische Ergebnisse aus Ereignisstudien, welche den Ankündigungseffekt von Desinvestitionen untersuchen, bestätigen die wertsteigernde Auswirkung von Unternehmensabspaltungen (MITTNACHT, 2006; BARTSCH, 2005; STIENEMANN, 2003) und unterstützen die Hypothese, wonach Unternehmen aufgrund beste-

hender Dissynergien Wert vernichten, wenn sie diversifiziert bleiben (CHARIFZADEH, 2002).

Die starke Form des Diversifikationsabschlages geht in ihrer Aussage ein weiteres Stück über die Implikation der semi-starken Form hinaus. Diversifizierte Unternehmen werden hierbei zum Zeitpunkt t mit einem Abschlag gehandelt relativ zu dem hypothetischen Wert, wenn sie sich zum Zeitpunkt $t-1$ nicht diversifiziert hätten. In der formalen Darstellung lautet diese dritte Form:

$$V_{d(A,B,C),t} < (V_{d(A),t} | \bar{d}_{t-1}) + (V_{d(B),t} | \bar{d}_{t-1}) + (V_{d(C),t} | \bar{d}_{t-1})$$

mit:

$V_{d(A,B,C),t}$: Marktwert eines diversifizierten Unternehmens mit den Geschäftsfeldern A, B, und C zum Zeitpunkt t .

$V_{d(i),t} | \bar{d}_{t-1}$: Marktwert des Geschäftsfeldes i zum Zeitpunkt t wäre eine Diversifikation zum Zeitpunkt $t-1$ nicht erfolgt und der Geschäftsbereich i in t als eigenständiges Unternehmen notiert.

Dem Unternehmenswert des diversifizierten Unternehmens ($V_{d(A,B,C),t}$) zum Zeitpunkt t wird hierbei der implizierte heutige Wert seiner Segmente gegenübergestellt, wenn zum Zeitpunkt $t-1$ keine Diversifikation stattgefunden hätte ($V_{d(i),t} / d_{t-1}$). Am Kapitalmarkt lässt sich der implizierte heutige Wert eines Unternehmens ($V_{d(i),t} / d_{t-1}$) nicht beobachten. Wirkt sich jedoch eine Diversifikation tatsächlich wertmindernd auf den Unternehmenswert aus, so sollte sich diese Marktwertminderung direkt mit dem Akt der Diversifikation einstellen.¹ Somit bietet sich die Möglichkeit, die Existenz der starken Form des Diversifikationsabschlages im Rahmen einer Ereignisstudie zu erforschen. Hierbei werden die Aktienkursreaktionen bei Akquisitionen, welche einen diversifizierenden Charakter aufweisen, mit denjenigen Übernahmen verglichen, die im Kerngeschäft des Käufers erfolgen.

Die wenigen zu dieser Thematik existierenden empirischen Studien zeichnen ein divergentes Bild der Ankündigungseffekte bei Diversifikation. Während einige Studien für unterschiedliche Zeiträume eine positive Reaktion bei fokussierenden Akquisitionen nachweisen (HUBBARD und PALIA, 1999; MORCK ET AL., 1990; MAQUIERA ET AL., 1998), finden andere einen signifikant positiven Ankündigungseffekt bei diversifizierenden Unternehmensübernahmen (HYLAND und DILTZ, 2002). Die Auswirkung diversifizierender Akquisitionen auf dem deutschen Kapitalmarkt war Untersuchungsgegenstand einer Studie von GERKE ET AL. (1995). Konglomerate Übernahmen sind hierbei durch einen signifikant negativen Ankündigungseffekt

¹ Bedingt ist dies durch die Annahme einer semi-starken Informationseffizienz auf dem Kapitalmarkt.

fekt charakterisiert, während fokussierende Akquisitionen unsystematisch um Null schwanken und sich zu keinem Zeitpunkt als statistisch signifikant erweisen.

Zusammenfassend lässt sich nach VILLALONGA (2003) festhalten:

- Der Nachweis einer schwachen Form des Diversifikationsabschlages erlaubt keine Aussage über einen Kausalitätszusammenhang von Diversifikation und Unternehmenswert, da sich der Bewertungsabschlag in Querschnittsanalysen zumindest teilweise auf andere Merkmale als nur auf den Diversifikationsgrad zurückführen lässt (CAMPA und KEIDA, 2002). Tatsächlich scheinen sich diversifizierte Firmen systematisch von fokussierten Firmen zu unterscheiden (HYLAND und DILTZ, 2002; VILLALONGA, 2004), so dass eine Exogenität der Diversifikationsentscheidung nicht bestätigt werden kann.
- Ein Nachweis der semi-starken Form des Diversifikationsabschlages am Kapitalmarkt ist ebenfalls unzureichend zur Beurteilung der Vorteilhaftigkeit einer Diversifikationsdurchführung – es lässt sich lediglich eine Aussage über die Bewertung des Diversifikationszustandes treffen. Auch hier muss sichergestellt sein, dass eine gemessene Wertsteigerung tatsächlich durch die Rückführung der Diversifikation bedingt ist. Dies ist insofern von übergeordneter Bedeutung, da insbesondere Unternehmen mit unterdurchschnittlichen Ergebnissen zum Verkauf ihrer Vermögenswerte neigen (BÜHNER und DIGMAYER, 2003). In diesem Zusammenhang verweist VILLALONGA (2003) darauf, dass der Kapitalmarkt bei Unternehmen, die sich in der Vergangenheit unterdurchschnittlich entwickelt haben, einen Strategiewechsel (bspw. durch Rückzug aus Geschäftsfeldern) stets positiv aufnimmt. Die Wertsteigerung kann dann nicht in einen kausalen Zusammenhang mit der Refokussierung auf das Kerngeschäft gebracht werden. Gelingt es, die durch eine Rückführung der Diversifikation bedingten Ankündigungseffekte von allen anderen Einflussfaktoren zu isolieren, so kann eine positive Kapitalmarktreaktion als Indiz dafür gewertet werden, dass eine Aufrechterhaltung des Diversifikationszustandes nicht mit einer Shareholder-Value Orientierung des Unternehmens vereinbar ist.
- Die starke Form des Diversifikationsabschlages bewertet im Vergleich zur semistarken Klasse nicht mehr den Diversifikationszustand, sondern erlaubt eine direkte Aussage über die Marktwertänderung bei Durchführung einer Diversifikation. Sie stellt somit eine zuverlässige Vorgehensweise dar, um eine kausale Beziehung zwischen dem Akt der Diversifikation und einer Änderung des Unternehmenswertes zu postulieren.

Aufgrund der fehlenden Implikationen einer schwachen Form des Diversifikationsabschlages wird im folgenden empirischen Abschnitt auf die Bewertung diversifizierter Unternehmen durch Replikationsportfolios verzichtet. Stattdessen liegt der Schwerpunkt der Untersuchung auf der Beurteilung sowohl des Aktes der Diversifikation (starke Form) als auch der Vorteilhaftigkeit des Diversifikationszustandes (semi-starke Form).

III Daten und Methoden

Die empirische Untersuchung des deutschen Marktes auf Existenz einer starken bzw. semi-starken Form des Diversifikationsabschlages erfolgt mit Hilfe zweier Ereignisstudien. Untersuchungsgegenstand für die starke Form des Diversifikationsabschlages ist der Zusammenhang zwischen den Ankündigungseffekten von Unternehmenskäufen und dem Grad an Diversifikation. Wir prüfen das Vorliegen einer semi-starken Form des Diversifikationsabschlages durch die Untersuchung der Kapitalmarktreaktionen bei Unternehmensteilverkäufen und -abspaltungen. Grundlage der Datenbasis für beide Ereignisstudien bilden diejenigen 225 Unternehmen, welche im Zeitraum vom 1.1.1996 bis zum 31.12.2005 im HDAX der Deutschen Börse gelistet waren. Der HDAX fasst die Werte der Unternehmen aus den Indizes DAX, MDAX und TecDAX zusammen und ist somit ein umfassender Marktindikator.

1. Untersuchung auf starke Form des Diversifikationsabschlages

Wir untersuchen die Ankündigungseffekte bei diversifizierenden bzw. fokussierenden Unternehmensakquisitionen (starke Form des Diversifikationsabschlages) mit Hilfe der „Thomson ONE Banker-Deals“ Datenbank. Im relevanten Zeitraum vom 1.1.1996 bis zum 31.12.2005 sind 3238 Transaktionen verzeichnet. Wir bereinigen diesen Datensatz um Transaktionen, an deren Ende der Käufer weniger als 50% der Anteile des Zielunternehmens besitzt. (Dies führt zu einer Verringerung um 723 Transaktionen.) Wir berücksichtigen nicht die 231 Transaktionen bei denen der Käufer bereits vor der Übernahme die Mehrheit am Eigenkapital besitzt, und die 62 Transaktionen, in denen der unmittelbare Käufer ein Joint-Venture ist. Schließlich muss der Quotient aus Transaktionswert und durchschnittlicher Marktkapitalisierung des Käufers größer als 0,01 sein, um in das Sample aufgenommen zu werden. Als durchschnittliche Marktkapitalisierung gilt hierbei der Mittelwert der täglichen Marktwerte des Käufers vom Tag 26 bis zum Tag 6 vor der Transaktionsankündigung.² Für 1639 Transaktionen liegen keine Informationen über den Transaktionswert vor, weitere 328 Akquisitionen weisen einen Quotienten von kleiner 0,01 auf. Käufe von Beteiligungsgesellschaften

² In der Berechnung der Marktwerte wurden Stammaktien sowie ggf. Vorzugsaktien berücksichtigt. Nicht mit einbezogen wurde der Marktwert sonstiger hybrider Finanzierungsmittel.

(11), konzerninterne Transaktionen (6) und Immobilienkäufe (19) fallen heraus, ebenso wie sechs weitere Transaktionen von Anlageportfolios bzw. Joint-Venture Gründungen. Mit Hilfe der Datenbank „Lexis-Nexis“ schließen wir von den verbleibenden 213 Transaktionen nochmals zehn Transaktionen aus, bei denen ein Unternehmen gleichzeitig zwei Transaktionen angekündigt hat. In weiteren 18 Fällen können wir das Ankündigungsdatum nicht widerspruchsfrei bestimmen, in einem fehlt die Kurshistorie. Für 46 Transaktionen erfolgt eine Anpassung des Ankündigungsdatums aufgrund ungenauer Angaben der SDC-Datenbank. Unsere finale Stichprobe umfasst somit 184 Transaktionen.

Die Unterteilung in diversifizierende und fokussierende Unternehmenskäufe erfolgt auf Basis der von den Vereinten Nationen entwickelte „International Standard Industrial Classification“ (ISIC). Hierbei handelt es sich um hierarchisch organisierte Kennziffern, welche die Geschäftstätigkeit der jeweiligen Unternehmenssegmente beschreiben. In Anlehnung an die in der Literatur gängige Vorgehensweise klassifizieren wir Akquisitionen diversifizierend, wenn die ersten zwei Ziffern der primären ISIC-Kennziffer des Käufers im Geschäftsjahr vor der Akquisition nicht mit denen des Kaufobjektes übereinstimmen. Es ergeben sich somit 105 diversifizierende und 79 fokussierende Transaktionen. Um systematische Unterschiede zwischen diversifizierenden bzw. fokussierenden Akquisitionen auszuschließen, untersuchen wir die Transaktionen hinsichtlich ihrer Größencharakteristika, ihres Zeitpunktes und der Branchenzugehörigkeit der beteiligten Unternehmen. Es zeigen sich keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Gruppen.

2. Untersuchung auf semi-starke Form des Diversifikationabschlages

Zur Untersuchung des Ankündigungseffektes bei Unternehmensabspaltungen (semi-starke Form) betrachten wir analog zur Vorgehensweise oben den Zeitraum von 1996 bis 2005 für die betrachteten 225 Unternehmen. Auch hier bereinigen wir das Ausgangssample um Desinvestitionen, bei denen das verkaufende Unternehmen mehr als 50% der Anteile behält bzw. vorher weniger als 50% der Aktien hielt (300 bzw. 207 Transaktionen) sowie bei Veräußerungen durch Joint-Ventures (43), da hier keine eindeutige Zurechnung der Kurseffekte möglich ist. Wieder gilt als Mindesthöhe des Quotienten von Transaktionswert und durchschnittlicher Marktkapitalisierung 0,01 um die hinreichende Kapitalmarktbeachtung sicherzustellen. Für 1061 Veräußerungen sind keinerlei Informationen über den Transaktionswert verfügbar, für weitere 259 Verkäufe liegt der Quotient zur Messung der relativen Größe unter 0,01. Transaktionen von Beteiligungsgesellschaften (9), konzerninterne Transaktionen (8) und Verkäufe von Immobilien (12) bleiben ebenso unberücksichtigt wie die Desinvestitionen

einzelner Vermögensgegenstände bzw. Anlageportfolios (10). Außerdem bereinigen wir die Stichprobe um 29 Transaktionen, bei denen es sich nicht um den Verkauf nur eines Unternehmensteils sondern des gesamten Unternehmens handelt. Wieder erfolgt eine Verifizierung des Ankündigungsdatums für die ermittelten 160 Transaktionen mit Hilfe der Datenbank „Lexis-Nexis“. Sechs Fälle bleiben aufgrund der gleichzeitigen Ankündigung zweier Transaktionen unberücksichtigt. In weiteren 22 Fällen lässt sich das Datum der Desinvestitionsankündigung nicht widerspruchsfrei ermitteln und in drei Fällen fehlt die Industriekennziffer (ISIC) des Verkäufers. Die finale Stichprobe umfasst somit 129 Desinvestitionen.

Wiederum klassifizieren wir die Veräußerungen anhand der ISIC-Kennziffern. Stimmen die ersten zwei Ziffern des Veräußerungsobjektes mit den ersten zwei Ziffern des Kerngeschäftes des Unternehmens überein, so erfolgt eine Klassifizierung als Veräußerung im Kerngeschäft. Unterscheiden sich beide Kennziffern, bezeichnen wir die Transaktion als Veräußerung außerhalb des Kerngeschäftes. Eine Untersuchung der Desinvestitionen beider Gruppen nach Größencharakteristika, Zeitpunkt und Branchenzugehörigkeit zeigt wiederum keine systematischen Unterschiede.

3. Angewendete Methodik

Wir berechnen die Ankündigungseffekte bei Bekanntgabe einer Akquisition bzw. Desinvestition als kumulierte abnormale Renditen (CAR) aus Differenz von ex-post betrachteter Rendite und der durch ein Marktmodell geschätzten „normalen“ Rendite. Dazu verwenden wir stetige Renditen. Eine Überprüfung der Ergebnisse mittels diskreter Renditen (vorgeschlagen von RÖDER, 1999) liefert nahezu identische Ergebnisse (nicht dargestellt). Wir nutzen den „Return-Index“³ von Datastream um den Einfluss von Dividendenzahlungen zu eliminieren.

Die erwarteten normalen Renditen werden der gängigen Literatur folgend mit Hilfe des Marktmodells geschätzt als:

³ Der Return Index ist definiert als $RI_{i,t} = RI_{i,t-1} * \frac{P_{i,t} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}}$ mit:

$P_{i,t}$: Um Kapitalmaßnahmen bereinigter Schlusskurs der Aktien i am Tag t.
 $D_{i,t}$: Dividendenzahlung der Aktie i am Tag t.

$$E(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

mit:

α_i :	Regressionsparameter des Achsenabschnittes.
β_i :	Regressionskoeffizient der Marktrendite.
$\varepsilon_{i,t}$:	Standardnormalverteilte Residualvariable.

Die Bestimmung der unternehmensindividuellen Parameter α_i und β_i erfolgt mit Hilfe einer linearen Regression über eine der Ereignisperiode vorgelagerte Schätzperiode von 120 Tagen von $t=-126$ bis $t=-6$. Als Marktindex wird der um Dividendenzahlungen adjustierte HDAX der deutschen Börse verwendet. Um möglichen Kursreaktionen durch Gerüchte oder Vorabinformationen von Marktteilnehmern („Insiderhandel“) Rechnung zu tragen, untersuchen wir mehrere Zeitfenster von $[-5; 5]$ bis $[0; 1]$ Tagen um den Ankündigungszeitpunkt.

Im Rahmen einer Signifikanzanalyse der abnormalen Renditen prüfen wir, ob es sich bei der beobachteten Kapitalmarktreaktion um nicht-zufällige abnormale Renditen handelt und ob die Überrenditen signifikant von Null verschieden sind. Die Ergebnisse von Ereignisstudien weisen zwei entscheidende Charakteristika auf, die es bei der Interpretation von Teststatistiken zu berücksichtigen gilt. Zum einen ist bei einer Stichprobe von Wertpapieren mit unterschiedlichem Risikoprofil davon auszugehen, dass die Varianzen der abnormalen Renditen nicht identisch sind, sondern Heteroskedastie vorliegt. Es besteht somit die Gefahr, dass die Ergebnisse überproportional stark durch Aktien mit einer hohen Volatilität beeinflusst werden (BÜHNER, 2004). Zum anderen lässt sich empirisch ein Anstieg der Renditevarianz während des Ereigniszeitraumes feststellen (BROWN und WARNER, 1985). Wird diesem Umstand in der Anwendung der Teststatistik nicht Rechnung getragen, so werden die Varianzen der abnormalen Renditen systematisch überschätzt und die Nullhypothese mit erhöhter Frequenz abgelehnt, obwohl sie wahr ist. Um sowohl für Heteroskedastie als auch für einen ereignisin-duzierten Anstieg der Varianz zu kontrollieren verwenden wir eine modifizierte Teststatistik nach BOEHMER, MUSUMECI und POULSEN (BMP) (1991); diese sieht zunächst die Berechnung von standardisierten kumulierten Überrenditen (SCAR) vor.⁴ Zusätzlich werden die Ergebnisse des klassischen t-Tests dargestellt.

⁴ Zur Berechnung der standardisierten kumulierten Überrenditen werden zunächst die abnormalen Renditen jedes Beobachtungstages standardisiert. Die Standardisierung ergibt sich als

$$SAR_{i,t} = \frac{AR_{i,t}}{\sqrt{s_i^2 * T}} \text{ mit } AR_{i,t} \text{ als abnormale Rendite der Aktie } i \text{ am Tag } t, s_i \text{ als Standardabweichung}$$

IV Ergebnisse

1. Starke Form des Diversifikationsabschlages

Der Vergleich der Kursreaktionen von fokussierenden und diversifizierenden Unternehmensakquisitionen (Tabelle 1) offenbart eine positive und teilweise deutlich signifikante Überrendite für fokussierende Akquisitionen.

Tabelle 1: Ankündigungseffekte der Unternehmensakquisitionen

Zeitfenster	Kumulierte abnormale Renditen							
	Fokussierende Akquisitionen (N = 79)			Diversifizierende Akquisitionen (N = 105)			Differenz CAR _{foc} - CAR _{div}	
	Mittelwert	T _{klass}	T _{BMP}	Mittelwert	T _{klass}	T _{BMP}	Mittelwert	T _{diff}
[-5;5]	0.11%	0.15	0.46	0.15%	0.27	0.23	-0.04%	-0.04
[-4;4]	0.51%	0.70	0.89	-0.13%	-0.26	-0.10	0.64%	0.75
[-3;3]	0.30%	0.47	0.84	-0,10%	0.23	-0,01	0.40%	0.53
[-2;2]	0.67% **	1.13	1.77	0.14%	0.31	0.61	0.53%	0.71
[-1;1]	1.28% ***	2.64	3.12	-0.18%	-0.49	-0.28	1.46% ***	2.44
[-1;0]	0.93% ***	2.40	2.41	-0.37%	-1.24	-0.89	1.30% ***	2.70
[0;1]	1.00% ***	2.29	2.50	-0,02%	0.06	0.09	1.02% **	1.88
[-2;1]	1.10% ***	2.09	2.47	0.00%	0.01	0.28	1.09% **	1.73
[-1;2]	0.85% **	1.52	2.26	-0.04%	0.09	0.15	0.90%	1.24

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau, * signifikant auf dem 10% Niveau (T_{BMP}, T_{diff})

Insbesondere die Kursreaktionen in den engen Zeitfenstern [-2;2], [-1;1], [-1;0], [0;1] sowie [-2;1] und [-1;2] sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% bzw. 1% signifikant von Null verschieden. Eine fehlende Signifikanz in den längeren Zeitfenstern kann durch die Überlappung der Akquisitionsankündigung mit anderen kursrelevanten Ereignissen erklärt werden. Darüber hinaus zeigen BROWN und WARNER (1985), dass die Güte der Teststatistik bei Ausdehnung der Ereignisperiode abnimmt, so dass die abnehmende Signifikanz nicht überrascht. Die Ankündigungseffekte für diversifizierende Akquisitionen zeichnen hingegen ein uneinheitliches Bild. Mit Ausnahme des Zeitraumes von [-5;5] stellen sich die kumulierten Überrenditen als niedriger dar. In sechs der neun untersuchten Subintervallen ergeben sich sogar im Durchschnitt negative Ankündi-

der Aktie i während der Schätzperiode und T als Länge der Schätzperiode. Die kumulierte Über-

rendite der Aktie i im Zeitfenster $[a, b]$ ergibt sich als $SCAR_{i,[a,b]} = \sum_{t=a}^b SAR_{i,t}$.

gungseffekte – allerdings sind diese in keinem Fall signifikant von Null verschieden. Anders als oft dargestellt gibt es also keine durchgängigen negativen Kursreaktionen bei diversifizierenden Akquisitionen. Die Untersuchung der Differenz der Kurseffekte offenbart jedoch eine fast durchgängige Dominanz der fokussierenden Renditen, welche für die Subintervalle von $[-1;1]$, $[-1;0]$, $[0;1]$ und $[-2;1]$ auch statistisch signifikant ist. Es ist somit sinnvoller, von einem Fokussierungsaufschlag als von einem Diversifikationsabschlag zu sprechen.

Dieses Phänomen untersuchen wir genauer: Tabelle 2 verdeutlicht die fast symmetrische Verteilung der Ankündigungseffekte bei diversifizierenden Unternehmensexpansionen: etwa die Hälfte aller Transaktionen führt zu positiven Kursreaktionen. Im Fall fokussierender Akquisitionen stellen sich die Ankündigungseffekte als mehrheitlich positiv dar.

Tabelle 2: Anteil positiver Kursreaktionen

Zeitintervall	Anteil positiver Kursreaktionen	
	Diversifizierende Akquisitionen	Fokussierende Akquisitionen
$[-5;5]$	46.67%	50.63%
$[-4;4]$	45.71%	58.23%
$[-3;3]$	47.62%	60.76%
$[-2;2]$	53.33%	60.76%
$[-1;1]$	53.33%	63.29%
$[-1;0]$	45.71%	63.29%
$[0;1]$	48.57%	63.29%
$[-2;1]$	52.38%	63.29%
$[-1;2]$	50.48%	59.49%

Im Rahmen einer linearen Einfachregression testen wir im Weiteren den univariaten Einfluss der Erklärungsvariablen DIV auf die standardisierten abnormalen Renditen (SCAR). DIV nimmt als Dummy-Variable den Wert 1 an, wenn es sich um die Akquisition eines unverwandten Geschäftsfeldes handelt.

Tabelle 3: Univariater Einfluss der Diversifikation⁵

Zeitintervall	Konstante	Regressionskoeffizient	T-Wert
[-5; 5]	0.014	-0.009	-0.22
[-4; 4]	0.027	-0.029	-0.78
[-3; 3]	0.022	-0.022	-0.66
[-2; 2]	0.042	-0.030	-0.93
[-1; 1]	0.062	-0.067 ***	-2.50
[-1; 0]	0.041	-0.054 ***	-2.44
[0; 1]	0.044	-0.043 **	-1.82
[-2; 1]	0.054	-0.049 **	-1.77
[-1; 2]	0.050	-0.047 *	-1.54

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau, * signifikant auf dem 10% Niveau

In den eng um den Ankündigungstag herum liegenden Zeitfenstern zeigt sich ein signifikanter Unterschied der Marktwertauswirkungen von diversifizierenden und fokussierenden Akquisitionen (Tabelle 3). Die Ergebnisse der Gegenüberstellung der beiden Akquisitionsarten von oben werden somit bestätigt.

Zur Gewinnung weiterführender Erkenntnisse über die Ursachen und Einflussfaktoren der abnormalen Renditen analysieren wir die Daten mittels multipler Regressionsverfahren. Insbesondere soll hierdurch ausgeschlossen werden, dass die unterschiedlichen Kapitalmarktreaktionen statt auf eine Änderung des Diversifikationsgrades auf andere systematische Unterschiede zwischen den beiden Gruppen von Transaktionen zurückzuführen sind. Hierzu führen wir Kontrollvariablen ein, die einerseits die Charakteristika der Transaktionen und andererseits die Eigenschaften des akquirierenden Unternehmens modellieren. Um die Problematik der Heteroskedastie zu vermeiden, testen wir in Anlehnung an die einschlägige Vorgehensweisen (STIENEMANN, 2003; BARTSCH, 2005) den Einfluss der Erklärungs- und Kontrollvariablen auf die standardisierten kumulierten abnormalen Renditen (SCAR).

Eine erste Gruppe von vier Variablen dient der Kontrolle spezifischer Transaktionscharakteristika: Wie bereits in Abschnitt II dargelegt, war die Markteinstellung gegenüber Diversifikationsbestrebungen in den vergangenen Jahrzehnten einem ständigen Wechsel unterlegen. Mit der Binärvariable AFTER00 kontrollieren wir für mögliche Zeiteffekte. Die Variable nimmt den Wert 1 an, wenn die Ankündigung einer Akquisition in den Jahren 2000-2005 erfolgt. Um ferner sicherzustellen, dass die unterschiedlichen Ankündigungseffekte nicht durch systematische Unterschiede der Finanzierungsart bedingt sind, führen wir die Kon-

⁵ Als abhängige Variable werden die standardisierten kumulierten abnormalen Renditen (SCAR) verwendet.

trollvariable METPAY ein. Andere Studien zeigen, dass sich die Ankündigungseffekte von Bar-Offerten in der Höhe signifikant von denen bei Wertpapiertransaktionen unterscheiden (vgl. TRAVLOS, 1987). METPAY nimmt somit den Wert 1 an, wenn es sich bei der Finanzierungsart der Transaktion um eine reine Bar-Offerte handelt. Wie JARRELL und POULSEN (1989) nachweisen, beeinflusst das Größenverhältnis von Käufer und Kaufobjekt ebenfalls die gemessene Überrendite, so dass die Notwendigkeit besteht, den Einfluss des relativen Größenverhältnisses zu isolieren. Die Kontrollvariable RELSIZE beinhaltet das logarithmische Verhältnis des Transaktionswertes zur durchschnittlichen Marktkapitalisierung des kaufenden Unternehmens. Schließlich wird noch die Art der Akquisition in Form der Kontrollvariablen MERGER aufgenommen. In der Stichprobe sind sowohl komplette Unternehmensübernahmen als auch Übernahmen von einem Unternehmensteil verzeichnet. Beide Arten von Transaktionen unterscheiden sich insbesondere hinsichtlich der Anzahl der erworbenen Geschäftsfelder. Während Akquisitionen eines Unternehmensteils in der Regel nur die Hinzugewinnung einer Geschäftsaktivität umfassen, kann es sich bei kompletten Unternehmensübernahmen um den Kauf eines Unternehmens mit mehreren Geschäftssparten handeln. Um diese grundsätzlich unterschiedliche Ausgestaltung der Akquisition in der Analyse der Kurseffekte zu berücksichtigen, nimmt die Dummy-Variable MERGER den Wert 1 an, wenn es sich um die Komplettübernahme eines Unternehmens handelt.

Die zweite Gruppe der Kontrollvariablen umfasst fünf weitere Einflüsse: Wie FAMA und FRENCH (1992) dokumentieren, hat die Unternehmensgröße signifikanten Erklärungsgehalt für die Rendite eines Unternehmens. Um auszuschließen, dass systematische Größenunterschiede zwischen diversifizierenden und fokussierenden Unternehmen die gemessenen Überrenditen beeinflussen, erfassen wir die logarithmierte Bilanzsumme des Käufers als Kontrollvariable LNASSETS im Modell.⁶ Ebenfalls wird mittels der Variablen LNDEALVALUE das logarithmierte Transaktionsvolumen erfasst. Die Berücksichtigung des Umfangs einer bereits vor der Akquisition bestehenden Unternehmensdiversifikation erfolgt durch die Kontrollvariable SEGMENTS. Hierdurch stellen wir sicher, dass sich die Ankündigungseffekte bereits diversifizierter Unternehmen nicht systematisch von denen bisher spezialisierter Firmen unterscheiden. Eine Erklärung für diesen Effekt wäre beispielsweise, dass es sich bei diversifizierenden Akquisitionen bereits stark diversifizierter Unternehmen um die konsequente Implementierung einer bereits kommunizierten Strategie handelt, während die erstmalige Diversifikation eines bisher spezialisierten Unternehmens einen wesentlich stärkeren Informationsge-

⁶ Villalonga (2004) weist den signifikant positiven Einfluss der Unternehmensgröße auf die Diversifikationsentscheidung nach.

halt in sich birgt.⁷ Als metrische Variable beinhaltet SEGMENTS die Anzahl der Geschäftsfelder eines Unternehmens mit unterschiedlicher zweistelliger ISIC-Kennziffer im Jahr vor der Akquisition. Als Indikator für die Perspektiven des akquirierenden Unternehmens findet Tobin's Q Verwendung, welches als Maßzahl für die Qualität der zukünftigen und antizipierten Investitionsprojekte unter dem jetzigen Management interpretiert wird (LANG ET AL., 1989). Die approximative Berechnung von Q folgt HYLAND und DILTZ (2002). Die Kontrollvariable TOBINQ ergibt sich demnach als:

$$TOBINQ = \frac{MVE + TA - EQ}{TA}$$

mit:

<i>MVE</i> :	durchschnittlicher Marktwert des Unternehmens im Jahr vor der Ankündigung.
<i>TA</i> :	Wert der Vermögensgegenstände des Unternehmens im Jahr vor der Ankündigung.
<i>EQ</i> :	Buchwert des ausstehenden Eigenkapitals im Jahr vor der Ankündigung.

Die verbleibenden beiden Variablen dienen der Kontrolle systematischer Unterschiede zwischen diversifizierenden und fokussierenden Unternehmen hinsichtlich deren historischer Leistungsbilanz. Wie VILLALONGA (2004) in ihrem Probit-Modell zeigt, neigen insbesondere Unternehmen mit einer negativen Performance zur Diversifikation. Eine Kontrolle für diese Einflüsse wirkt somit der Problematik des in Abschnitt II beschriebenen Kausalitätsproblems entgegen. Zwei metrische Kontrollvariablen modellieren die historische Performance. Zum einen wird in Anlehnung an die in der Literatur gängige Vorgehensweise die Gesamtkapitalrendite (Return on Assets, ROA) verwendet (BÜHNER und DIGMAYER, 2003; STIENEMANN, 2003). Diese setzt das Betriebsergebnis vor Steuern, Abschreibungen und Zinszahlungen (EBITDA) ins Verhältnis zur Bilanzsumme des Unternehmens. Im Regressionsmodell stellt die Variable ROA diese Rendite im Geschäftsjahr vor der Akquisition dar. Als zweite Erfolgsvariable des Unternehmens wird „Jensen's Alpha“ (ALPHA) einbezogen. Diese Kennzahl spiegelt die gegen das CAPM gemessene risiko-adjustierte Überrendite des Unternehmens während eines bestimmten Zeitraumes wider (DAMODARAN, 2001). Sie kann somit als Indikator gewertet werden, ob das betrachtete Unternehmen im relativen Vergleich zu anderen Unternehmen derselben Risikoklasse eine über- oder unterdurchschnittliche Rendite erwirtschaftet hat. Aufgrund der teilweise zu kurzen Aktienkurshistorie einiger Unternehmen kann Jensen's Alpha im vorliegenden Fall nicht, wie in der Literatur vorgeschlagen, für einen Zeitraum von 2 Jahren berechnet werden. Stattdessen

⁷ Zu dieser Argumentation vgl. Hyland / Diltz (2002), S.73.

wurde der Regressionszeitraum auf 52 Wochen verkürzt, wodurch jedoch immer noch sieben Transaktionen aufgrund zu kurzer Zeitreihen unberücksichtigt bleiben. Als Approximation für die risikofreie Rendite verwenden wir die von der Bundesbank zur Verfügung gestellte Zeitreihe der monatlichen Umlaufrendite 9 bis 10-jähriger Anleihen der öffentlichen Hand.⁸

Den Einfluss der Kontrollvariablen auf die standardisierten abnormalen Renditen SCARs analysieren wir zusammen mit der Erklärungsvariablen DIV in einem multiplen Regressionsmodell. Untersuchungsgegenstand sind dabei primär die Zeitfenster $[-1;1]$ und $[-1;0]$, welche sich in der obigen univariaten Analyse als signifikante erweisen. Als Robustheitstest untersuchen wir zusätzlich noch die Zeiträume $[0;1]$, $[-2;1]$ sowie $[-1;2]$, da sich die Überrenditen der fokussierenden Akquisitionen in diesen Ereignisspannen ebenfalls als signifikant erwiesen haben. Die Ergebnisse werden in Tabelle 4 dargestellt.

⁸ Eine durchgeführte Sensitivitätsanalyse mit den von DATASTREAM berechneten 10-jährigen Renditen deutscher Staatsanleihen ergab keine abweichenden Ergebnisse.

Tabelle 4: Querschnittsanalyse der Kurseffekte bei Unternehmensakquisitionen

	Zeitintervalle				
	[-1;1]	[-1;0]	[0;1]	[-2;1]	[-1;2]
CONST	0.353*** <i>3.49</i>	0.212*** <i>2.64</i>	0.268*** <i>2.97</i>	-0.323*** <i>-3.08</i>	0.349*** <i>3.03</i>
DIV	-0.079*** <i>-2.56</i>	-0.057** <i>-2.24</i>	-0.051** <i>-1.86</i>	-0.064** <i>-2.00</i>	-0.064** <i>-1.83</i>
AFTER00	-0.083*** <i>-2.72</i>	-0.071*** <i>-2.82</i>	-0.080*** <i>-2.92</i>	-0.084*** <i>-2.66</i>	-0.058** <i>-1.67</i>
METPAY	-0.013 <i>-0.36</i>	-0.028 <i>-0.95</i>	-0.007 <i>-0.22</i>	-0.018 <i>-0.50</i>	-0.013 <i>-0.31</i>
RELSIZE	0.007 <i>0.34</i>	0.006 <i>0.32</i>	-0.001 <i>-0.05</i>	0.001 <i>0.02</i>	0.013* <i>0.52</i>
MERGER	-0.070** <i>-2.27</i>	-0.058** <i>-2.27</i>	-0.074*** <i>-2.67</i>	-0.072** <i>-2.23</i>	-0.106*** <i>-3.00</i>
LNASSETS	-0.20 <i>-0.91</i>	-0.005 <i>-0.27</i>	-0.020 <i>-1.01</i>	-0.024* <i>-1.03</i>	-0.021 <i>-0.82</i>
LNDEALVALUE	0.000 <i>0.04</i>	-0.006 <i>-0.35</i>	0.008 <i>0.45</i>	0.006 <i>0.31</i>	-0.001 <i>-0.05</i>
SEGMENTS	0.007 <i>0.70</i>	0.003 <i>0.36</i>	0.005 <i>0.64</i>	0.010 <i>0.96</i>	0.010 <i>0.92</i>
TOBINQ	-0.015 <i>-1.00</i>	-0.006 <i>-0.44</i>	-0.017 <i>-1.29</i>	-0.016 <i>-0.99</i>	-0.009 <i>-0.51</i>
ROA	0.001 <i>0.64</i>	0.001 <i>0.64</i>	0.000 <i>0.03</i>	0.003 <i>1.15</i>	0.002 <i>0.89</i>
ALPHA	-0.055* <i>-1.34</i>	-0.039 <i>-1.16</i>	-0.018 <i>-0.48</i>	-0.070** <i>-1.65</i>	-0.071* <i>-1.53</i>
R²	16.84%	14.92%	14.12%	14.97%	14.73%
Adj. R²	10.94%	8.89%	8.03%	8.94%	8.68%
Prob > F	0.20%	0.70%	1.16%	0.68%	0.80%

Angabe der Regressionskoeffizienten sowie der zugehörigen T-Werte

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau, * signifikant auf dem 10% Niveau

Über alle Zeitfenster hinweg manifestiert sich der signifikant negativer Einfluss der Binärvariablen DIV – im Umkehrschluss kann somit gefolgert werden, dass fokussierende Akquisitionen einen signifikant positiven Einfluss auf die Überrendite ausüben. Des Weiteren zeigt sich, dass sich der Zeitpunkt der Akquisition (AFTER00) ebenfalls auf die Überrendite auswirkt. Transaktionen, die nach der Jahrtausendwende durchgeführt wurden, weisen signifikant niedrigere Überrenditen auf. Letztlich kann auch der Akquisitionsform (MERGER) ein bedeutender Einfluss zugeschrieben werden. Unternehmensübernahmen, bei denen der Käufer das gesamte Unternehmen übernimmt, wirken sich über alle Zeitintervalle hinweg signifikant negativ auf die Ankündigungseffekte aus. Eine weiterführende

Interpretation der Kontrollvariablen steht jedoch nicht im Fokus der vorliegenden Arbeit und wird an dieser Stelle nicht weiter verfolgt. Die Bestimmtheitsmaße der multiplen Regression haben die für Untersuchungen dieser Art üblichen Werte – etwa 15% der Residuen des Modells werden durch die dargelegten Variablen erklärt. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ($\text{adj. } R^2$) weist Werte um 9% auf. Das Regressionsmodell als Ganzes ist signifikant um das 1% Signifikanzniveau ($\text{Prob} > F$) herum. Eine hier nicht dargestellte Reduktion des Modells auf die signifikanten Kontrollvariablen mittels des Verfahrens der „stepwise regression“ (WOOLDRIDGE, 2006) führt zu einer Erhöhung der Bestimmtheitsmaße um im Mittel zwei Prozentpunkte.

Wichtigstes Ergebnis des oben dargestellten Modells bleibt die Isolation der Wirkung der Erklärungsvariablen DIV. In allen Zeitfenstern zeigt sich auch nach der Kontrolle für eine ganze Reihe von Unternehmens- und Transaktionsvariablen ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen einer diversifizierenden Akquisition und den standardisierten Überrenditen. Dieses Ergebnis stimmt zunächst überein mit der Hypothese der starken Form des Diversifikationsabschlages. Allerdings bleibt festzuhalten, dass auch der Marktwert von Unternehmen, die diversifizierende Akquisitionen durchführen, nicht signifikant sinkt. Wir schlagen daher vor, statt von einem Diversifikationsabschlag von einem „Fokussierungsaufschlag“ zu sprechen.

2. Semi-starke Form des Diversifikationsabschlages

Die Implikation der semi-starken Form des Diversifikationsabschlages ist, dass Unternehmen entgegen dem Investoreninteresse handeln, wenn sie eine diversifizierte Unternehmensstruktur aufrechterhalten. Die Analyse zur semistarken Form des Diversifikationsabschlages auf dem deutschen Kapitalmarkt umfasst die Auswertung der Ankündigungseffekte bei Desinvestitionen. Unsere Ergebnisse bestätigen das in den bisherigen Studien einheitliche Bild einer signifikanten Wertsteigerung durch Desinvestitionen. Wie Tabelle 5 zeigt, reagiert der Aktienmarkt über alle analysierten Zeitfenster hinweg signifikant positiv auf die Ankündigung von Desinvestitionen.

Tabelle 5: Ankündigungseffekte der Unternehmensteilveräußerungen

Zeitfenster	Kumulierte Abnormale Renditen		
	Desinvestitionen		
	(N = 129)		
	Mittelwert	T _{klass}	T _{BMP}
[-5; 5]	1.16% **	1.64	2.22
[-4; 4]	1.62% ***	2.12	2.61
[-3; 3]	1.37% ***	2.07	2.62
[-2; 2]	1.43% ***	2.78	3.31
[-1; 1]	1.02% ***	2.16	3.08
[-1; 0]	0.90% ***	2.05	2.65
[0; 1]	1.07% ***	2.61	3.07
[-2; 1]	1.51% ***	3.01	3.48
[-1; 2]	0.95% ***	1.99	2.87

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau (T_{BMP})

Weiterführend steht die Analyse des Ankündigungseffektes hinsichtlich des Refokussierungsgrades im Mittelpunkt. Wie bereits ausgeführt, werden Verkäufe von Unternehmensteilen als Transaktionen außerhalb des Kerngeschäftes klassifiziert, wenn die ersten zwei Ziffern des ISIC-Codes der abgestoßenen Geschäftseinheit nicht mit denen der Kerngeschäftstätigkeit übereinstimmen. Tabelle 6 stellt die Ergebnisse dar.

Tabelle 6: Ankündigungseffekte nach Refokussierungsgrad

Zeitfenster	Kumulierte abnormale Renditen							
	Außerhalb des Kerngeschäftes (N = 90)			Im Kerngeschäft (N=39)			Differenz CAR _{außer} - CAR _{kern}	
	Mittelwert	T _{klass}	T _{BMP}	Mittelwert	T _{klass}	T _{BMP}	Mittelwert	T _{diff}
[-5;5]	1.18% **	1.54	1.91	1.11%	0.72	1.15	0.07%	0.05
[-4;4]	1.95% ***	2.09	2.45	0.86%	0.64	1.05	1.11%	0.66
[-3;3]	1.68% ***	2.09	2.53	0.63%	0.55	0.93	1.05%	0.73
[-2;2]	1.55% ***	2.51	2.98	1.17% *	1.23	1.46	0.38%	0.34
[-1;1]	1.10% ***	1.95	2.82	0.85% *	0.96	1.29	0.25%	0.24
[-1;0]	0.82% **	1.47	2.04	1.10% **	1.57	1.79	-0.28%	-0.29
[0;1]	1.16% ***	2.55	2.97	0.84%	0.98	1.11	0.32%	0.36
[-2;1]	1.44% ***	2.47	2.90	1.67% **	1.71	1.90	-0.23%	-0.21
[-1;2]	1.21% ***	2.14	2.88	0.35%	0.40	0.79	0.86%	0.83

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau, * signifikant auf dem 10% Niveau (T_{BMP})

Analog zu den empirischen Befunden von STIENEMANN (2003) und den theoretischen Erwartungen zeigt sich ein höherer Kurseffekt bei Veräußerungen, die außerhalb des Kerngeschäftes liegen. Desinvestitionen von Aktivitäten, die mit denen des Kerngeschäftes übereinstimmen, verfügen ebenfalls über einen im Durchschnitt positiven Ankündigungseffekt, der jedoch nicht durchgängig signifikant ist. In keinem Fall ist die Differenz der Ankündigungseffekte zwischen Transaktionen außerhalb und innerhalb des Kerngeschäftes signifikant: Eine besonders positive Reaktion beim Verkauf von Einheiten außerhalb des Kerngeschäftes können wir nicht signifikant feststellen. Einschränkend sei bei der Interpretation jedoch auf den kleinen Stichprobenumfang bei Desinvestitionen im Kerngeschäft (N=39) verwiesen.

Mittels der Erklärungsvariablen UNRELATED testen wir in einem univariaten Regressionsmodell den Erklärungsgehalt des Refokussierungsgrades einer Desinvestition. UNRELATED nimmt als Dummy-Variable hierbei den Wert 1 an, wenn die ersten zwei Ziffern der ISIC-Kennziffer des Desinvestitionsobjektes nicht mit den ersten beiden Ziffern der Hauptgeschäftstätigkeit des Verkäufers übereinstimmen.

Tabelle 7: Univariater Einfluss des Refokussierungsgrades

Zeitintervall	Konstante	Regressionskoeffizient	T-Wert
[-5;5]	.067	-.004	-0.06
[-4;4]	.054	.022	0.38
[-3;3]	.041	.029	0.57
[-2;2]	.054	.024	0.51
[-1;1]	.043	.023	0.54
[-1;0]	.051	-.005	-0.14
[0;1]	.035	.022	0.62
[-2;1]	.070	.002	0.05
[-1;2]	.027	.044	1.00

Die überwiegend positiven Regressionskoeffizienten der linearen Einfachregression in Tabelle 7 deuten darauf hin, dass der Aktienmarkt Desinvestitionen von Geschäftsaktivitäten honoriert, die nicht in Zusammenhang zum Kerngeschäft stehen. Jedoch kann erneut für keinen der Zeiträume bestätigt werden, dass diese Koeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Um den Einfluss von anderen Faktoren auszuschließen, überprüfen wir die Ergebnisse der linearen Einfachregression in einem multiplen Regressionsmodell. Zur Modellierung der Transaktionscharakteristika kommen – wie auch im vorherigen Abschnitt – die Variablen AFTER00, METPAY, RELSIZE und LNDEALVALUE zur Anwendung. Da Komplettverkäufe ganzer Unternehmen ausgeschlossen werden, fällt die Kontrollvariable MERGER weg. Eine besondere Bedeutung kommt der Kontrollvariablen RELSIZE zu, da, wie beispielsweise MILES und ROSENFELD (1983) dokumentieren, die relative Größe der abgestoßenen Einheit einen stark signifikanten Einfluss auf die gemessene Überrendite ausübt. Die Unternehmenscharakteristika werden wiederum durch die absolute Größe des Verkäufers (LNASSETS), den Diversifikationsgrad vor der Desinvestition (SEGMENTS) sowie durch Tobin's Q (TOBINQ) berücksichtigt. Ebenso finden die Gesamtkapitalrendite im Jahr vor der Veräußerung (ROA) sowie die historische Marktperformance (ALPHA) Verwendung.

Tabelle 8: Querschnittsanalyse der Kurseffekte bei Desinvestitionen

	Zeitintervalle				
	[-1;1]	[-1;0]	[0;1]	[-2;1]	[-1;2]
CONST	0.392* <i>1.53</i>	0.444** <i>1.95</i>	0.410** <i>1.86</i>	0.406* <i>1.47</i>	0.237 <i>0.85</i>
UNRELATED	0.035 <i>0.76</i>	-0.004 <i>-0.09</i>	0.028 <i>0.71</i>	0.019 <i>0.39</i>	0.050 <i>0.99</i>
AFTER00	-0.165 <i>-0.35</i>	0.138 <i>0.33</i>	-0.009 <i>-0.21</i>	-0.009 <i>-0.17</i>	-0.002 <i>-0.03</i>
METPAY	-0.022 <i>-0.42</i>	-0.041 <i>-0.90</i>	-0.000 <i>-0.01</i>	-0.047 <i>-0.86</i>	-0.016 <i>-0.29</i>
RELSIZE	0.007 <i>0.21</i>	0.014 <i>0.44</i>	-0.009 <i>-0.29</i>	0.031 <i>0.82</i>	0.020 <i>0.52</i>
LNDEALVALUE	0.057 * <i>1.58</i>	0.058 ** <i>1.84</i>	0.065 ** <i>2.13</i>	0.036 <i>0.94</i>	0.032 <i>0.82</i>
LNASSETS	-0.060* <i>-1.46</i>	-0.069** <i>-1.90</i>	-0.070** <i>-2.00</i>	-0.040 <i>-0.90</i>	-0.040 <i>-0.87</i>
SEGMENTS	-0.005 <i>-0.36</i>	0.000 <i>0.01</i>	0.002 <i>0.14</i>	-0.013 <i>-0.89</i>	-0.006 <i>-0.39</i>
TOBINO	-0.043 <i>-0.33</i>	-0.010 <i>-0.08</i>	-0.089 <i>-0.81</i>	-0.007 <i>-0.05</i>	0.045 <i>0.32</i>
ROA	-0.100 <i>-0.23</i>	-0.153 <i>-0.41</i>	-0.265 <i>-0.73</i>	-0.069 <i>-0.15</i>	0.061 <i>0.13</i>
ALPHA	0.0195 <i>0.29</i>	-0.022 <i>-0.38</i>	0.006 <i>0.10</i>	0.033 <i>0.47</i>	-0.009 <i>-0.12</i>
R²	15.25%	23.93%	15.62%	16.37%	10.94%
Adj. R²	7.61%	17.08%	8.02%	8.83%	2.91%
Prob. > F	4.02%	0.05%	3.42%	2.46%	20.68%

Angabe der Regressionskoeffizienten sowie der zugehörigen T-Werte

*** signifikant auf dem 1% Niveau, ** signifikant auf dem 5% Niveau, * signifikant auf dem 10% Niveau

Die in Tabelle 8 dargestellten Ergebnisse zeigen, dass die Kontrolle für weitere Einflüsse zwar die Signifikanz des Einflusses der Erklärungsvariablen UNRELATED im Mittel leicht zu steigern vermag, jedoch auch hier die Regressionskoeffizienten statistisch nicht von Null verschieden sind: Veräußerungen innerhalb und außerhalb des Kerngeschäfts führen nicht zu signifikant unterschiedlichen Reaktionen des Kapitalmarktes. Die semi-starke Form des Diversifikationsabschlags können wir somit nicht bestätigen.

Eine genauere Betrachtung der Kontrollvariablen offenbart eine statistische Signifikanz (LNDEALVALUE) sowohl des Transaktionsvolumens als auch der Größe des Verkäufers (LNASSET). Je größer die absolute Höhe des Transaktionsvolumens, desto positiver der Einfluss auf die Überrenditen bzw. je größer das ver-

kaufende Unternehmen, desto niedriger der Ankündigungseffekt. Mit Ausnahme des Zeitfensters [-1;2] zeigen die Bestimmtheitsmaße des Regressionsmodells, dass zwischen 15% bis 24% der Residuen der Berechnung durch das Modell erklärt werden. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist mit 8 bis 17% durchweg niedriger. Eine Reduktion des Modells mittels der „stepwise regression“ (nicht dargestellt) lässt die Ergebnisse qualitativ unverändert und erbringt auch hier eine konsistente Erhöhung des korrigierten Bestimmtheitsmaßes auf bis zu 21% für den Zeitraum [1;0] bei einer gleichzeitigen Erhöhung der Signifikanz der Gesamtanalyse auf ein Niveau von 1% ($\text{Prob} > F$).

Wichtigstes Ergebnis der dargestellten Untersuchung zur semi-starken Form des Diversifikationsabschlages bleibt, dass Desinvestitionen – insbesondere solche, die mit einer Trennung von nicht mit der Kerngeschäftstätigkeit eines Unternehmens verwandten Geschäftsbereichen verbunden sind – am Kapitalmarkt positiv aufgefasst und mit einer Wertsteigerung honoriert werden. Eine Analyse der Kontrollgruppe von Desinvestitionen im Kerngeschäft verzeichnet ebenfalls positive, allerdings insignifikante Ankündigungseffekte für die Mehrzahl der untersuchten Ereignisfenster. Die Unterschiede zwischen den beiden Arten der Desinvestitionen sind ebenfalls nicht signifikant, so dass wir die semi-starke Form des Diversifikationsabschlages nicht bestätigen können.

Unsere Ergebnisse unterscheiden sich in diesem Punkt von BARTSCH und BÖHNER (2007). Die Autoren stellen insgesamt ebenfalls eine durchschnittlich positive Aktienmarktreaktion bei Desinvestitionen fest. Allerdings finden sie in einer Teilstichprobe von 45 „strategischen“ Desinvestitionen signifikant positive Kapitalmarktreaktionen bei der Abspaltung von mit dem Kerngeschäft verbundenen Geschäftseinheiten. (Es wird leider nicht mitgeteilt, wie viele Verkäufe aus dem Kerngeschäft in dieses Sample eingeflossen sind.) Unserer Einschätzung nach geht das abweichende Ergebnis im Wesentlichen auf die unterschiedlichen Zeithorizonte zurück. BARTSCH und BÖHNER untersuchen den Zeitraum von Januar 1997 bis April 2003, während unsere Analyse den Zeitraum von Anfang 1996 bis Ende 2005 umfasst. Zum Vergleich haben wir unseren Datensatz von Desinvestitionen unverbundener Geschäftsbereiche aufgeteilt in Transaktionen, die in den von BARTSCH und BÖHNER untersuchten Zeitraum fallen und solche, die im übrigen Zeitfenster beobachtet werden (nicht dargestellt). Hierbei zeigen sich systematische Unterschiede: Während sich die Ankündigungseffekte im Zeitraum von Januar 1997 bis April 2003 als nicht statistisch von Null verschieden darstellen, gehen die Desinvestitionen unverbundener Geschäftseinheiten im übrigen Zeitraum (Januar 1996 – Dezember 1996 sowie Mai 2003 – Dezember 2005) mit signifikant positiven Kapitalmarktreaktionen einher. Der Zeitraum der Analyse scheint somit einen Einfluss auf das Ergebnis zu haben. In dem von uns unter-

suchten größeren Sample über einen längeren Zeitraum, können wir die Ergebnisse von Bartsch und Börner (2007) – Abspaltungen aus Kernbereichen führen zu besseren Aktienkursreaktionen – nicht bestätigen.

V Fazit

Ziel der Studie ist die Analyse des Zusammenhangs zwischen Unternehmensdiversifikation und Unternehmenswert für deutsche Unternehmen. Anhand der Klassifizierungslogik von VILLALONGA (2003) haben wir den deutschen Kapitalmarkt sowohl auf eine starke als auch auf eine semi-starke Form des Diversifikationsabschlages untersucht. Kernaussage der starken Form des Diversifikationsabschlages ist, dass Unternehmen bei Durchführung einer Unternehmensdiversifikation Wert zerstören und sich eine Diversifikation auf Unternehmensebene nicht mit dem neoklassischen Ansatz der Shareholder-Value Maximierung vereinbaren lässt. Die aus der durchgeführten Ereignisstudie gewonnenen Erkenntnisse zeigen, dass diversifizierende Akquisitionen in keinem der untersuchten Zeitfenster signifikant negative Kursreaktionen aufweisen. Aufgrund der fehlenden negativen Marktreaktion lässt sich festhalten, dass eine Existenz der starken Form des Diversifikationsabschlages für den deutschen Kapitalmarkt unter der Annahme einer mittelstarken Informationseffizienz nicht bestätigt werden kann. Stattdessen zeigt sich eine beinahe symmetrische Streuung der Ankündigungseffekte um den Nullpunkt. Es gibt nahezu gleich viele marktwertmindernde wie marktwertsteigernde diversifizierende Akquisitionen. Unter bestimmten Umständen werden diversifizierende Akquisitionen durch den Kapitalmarkt mit einem Wertaufschlag honoriert. Gleichzeitig weist die Kontrollgruppe der fokussierenden Akquisitionen einen im Durchschnitt höheren und für kurze Zeiträume sogar signifikant von Null verschiedenen Ankündigungseffekt auf. Unternehmensexpansionen im Kerngeschäft werden durch den Kapitalmarkt in der überwiegenden Anzahl der Transaktionen honoriert. Ausgehend von diesen Erkenntnissen erscheint es somit treffender, statt von einem systematischen Diversifikationsabschlag von einem „Fokussierungsaufschlag“ zu sprechen.

Die Implikation der semi-starken Form des Diversifikationsabschlages ist, dass Unternehmen entgegen dem Investoreninteresse handeln, wenn sie eine diversifizierte Unternehmensstruktur aufrechterhalten. Mit der Ankündigung einer Rückführung der Unternehmensdiversifikation sollte somit eine Wertsteigerung verbunden sein. Unsere Ergebnisse der Ereignisstudie für den deutschen Kapitalmarkt zeigen, dass Unternehmensteilabspaltungen in der Tat mit einer signifikant positiven Kursreaktion belohnt werden. Eine weitergehende Analyse der Kurseffekte nach dem Grad der Refokussierung offenbart, dass eine Abspaltung

von nicht mit dem Kerngeschäft des Unternehmens verwandten Geschäftsfeldern auf dem Kapitalmarkt durchschnittlich mit einer signifikant positiven Marktwertsteigerung honoriert wird. Im Vergleich mit der Kontrollgruppe der Desinvestitionen von mit dem Kerngeschäft verwandten Geschäftsfeldern zeigt sich ebenfalls, dass refokussierende Veräußerungen im Mittel einen höheren Kurseffekt erzielen. Diese Dominanz erweist sich jedoch nicht als signifikant und auch die Ergebnisse der uni- bzw. multivariaten Regressionsmodelle bestätigen, dass dem Grad der Fokussierung nur ein geringer – wenn auch positiver – Einfluss auf die Überrenditen zugeschrieben werden kann. Die Hypothese der Existenz einer semi-starken Form des Diversifikationsabschlages kann somit für den deutschen Kapitalmarkt nicht eindeutig bestätigt werden.

Die bisherige pauschale Kritik an einer Unternehmensdiversifikation ist durch unsere empirische Analyse nicht nachvollziehbar. Im Durchschnitt wirkt sich eine diversifizierende Unternehmensexpansion nicht negativ auf die Eigenkapitalwerte deutscher Unternehmen aus und refokussierende Desinvestitionen bieten – im Vergleich zu dem Verkauf anderer Unternehmensteile – keine unfehlbare Möglichkeit der Shareholder-Value Maximierung. Die zurzeit in der Praxis debattierte Revitalisierung von Diversifikationsstrategien steht nicht im Gegensatz zu unseren Ergebnissen.

Literaturverzeichnis

- Alchian, A. A. (1969): "Corporate Management and Property Rights", in: Manne, H. (Hrsg.), "Economic Policy and the Regulation of Corporate Securities", Washington D.C.: American Enterprise Institute, S.337–360.
- Amihud, Y. und Lev, B. (1981): "Risk Reduction as a Managerial Motive for Conglomerate Mergers", *Bell Journal of Economics*, 12. Jg., Nr. 2, S.605–617.
- Bartsch, D. und Börner, C.J. (2007): „Werteffekte strategischer Desinvestitionen – Eine empirische Untersuchung am deutschen Kapitalmarkt“, *zfbf*, Vol. 59, S. 2-34
- Bartsch, D. (2005): "Unternehmenswertsteigerung durch strategische Desinvestitionen", Wiesbaden: Dt. Univ.-Verl.
- Beckmann, P. (2006): "Der Diversification Discount am deutschen Kapitalmarkt", Wiesbaden: Dt. Univ.-Verl.
- Berger, P. G. und Ofek, E. (1995): "Diversification's effect on firm value", *Journal of Financial Economics*, S.39–65.
- Black, F. und Scholes, M. (1973): "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", *The Journal of Political Economy*, 81. Jg., Nr. 3, S.637–654.
- Bodnar, G. M. / Tang, C. / Weinthrop, J. (1998): "Diversification's Effect on Firm Value", *Journal of Financial Economics*, Vol. 37, S. 39-65.
- Boehmer, E. / Musumeci, J / Poulsen, A. B. (1991): "Event-study methodology under conditions of event-induced variance", *Journal of Financial Economics*, 30. Jg., Nr. 2, S.253–272.
- Brown, S. und Warner, J. (1985): "Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 14. Jg., S.3–31.
- Bühner, R. (1990): "Das Management-Wert-Konzept", Stuttgart: Schäffer Verl. für Wirtschaft und Steuern.
- Bühner, T. (2004): "Unternehmensabspaltung als Wertsteigerungsinstrument", Hamburg: Verlag Dr. Kovac.
- Bühner, R. und Digmayer, J. (2003): "Aktienmarktreaktionen auf die Ankündigungen von Spin-offs und Sell-offs", *ZfbF- Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 55. Jg., Nr. 7, S.657–677.
- Campa, J. M. und Keida, S. (2002): "Explaining the Diversification Discount", *Journal of Finance*, 57. Jg., Nr. 4, S.1731–1762.
- Charifzadeh, M. (2002): "Corporate Restructuring", Lohmar: Josef Eul Verlag.
- Damodaran, A. (2001): "Corporate finance", New York: Wiley.
- Denis, D. J. / Denis, D.K / Yost, K. (2002): "Global Diversification, Industrial Diversification and Firm Value", *Journal of Finance*, Vol. 57, S. 1951-1979.
- Fama, E. F. und French, K. (1992): "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47. Jg., Nr. 2, S.427–465.
- Faure-Grimaud, A. und Inderst, R. (2005): "Conglomerate Entrenchment under Optimal Financial Contracting", *American Economic Review*, 95. Jg., Nr. 3, S.850–861.
- Fauver, L. / Houston J. F. / Naranjo, A. (2004): "Cross-country evidence on the value of corporate industrial and international diversification", *Journal of Corporate Finance*, 10. Jg., Nr. 5, S.729–752.
- FAZ – Frankfurter Allgemeine Zeitung (2008): Der McKinsey-Weg: Einmal Kernkompetenz und zurück, FAZ vom 31.01.2008, S. 23.

- FAZ – Frankfurter Allgemeine Zeitung (2006): Diversifizieren - der neue Weg zu Wachstum?, FAZ vom 15.5.2006, S. 24.
- FTD – Financial Times Deutschland (2006): Gegen den Trend: Mischkonzerne schneiden an der Börse nicht immer schlechter ab als Spezialisten, FTD vom 21.Juni 2006, S. UP15.
- Gerke, W. / Garz, H. / Oerke, M. (1995): "Die Bewertung von Unternehmensübernahmen auf dem deutschen Aktienmarkt", *zfbf - Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 47. Jg., Nr. 9, S. 805–820.
- Goold, M. und Luchs, K. (1993): "Why diversify? Four Decades of Management Thinking", *Academy of Management Executive*, 7. Jg., Nr. 3, S.7–25.
- Graham, J.R. / Lemmon, M. / Wolf, J. (2002): Does corporate diversification destroy value?, *Journal of Finance*, Vol. 57, S. 695-720.
- Hinterhuber, H. H. (2000): "Die Zukunft der diversifizierten Unternehmung", München: Vahlen.
- Hubbard, R. G. und Palia, D. (1999): "A Reexamination of the Conglomerate Merger Wave in the 1960s: An Internal Capital Markets View", *Journal of Finance*, 54. Jg., Nr. 3, S.1131–1152.
- Hyland, D. C. und Diltz, J. (2002): "Why Firms Diversify: An Empirical Examination", *Financial Management*, 31. Jg., Nr. 1, S.51–81.
- Jarrell, G. A. und Poulsen, A. B. (1989): "The Returns to Acquiring Firms in Tender Offers", *Financial Management*, 18. Jg., Nr. 3, S.12–19.
- Jensen, M. C. (1986): "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers", *American Economic Review*, 76. Jg., Nr. 2, S.323–329.
- Jensen, M. C. und Meckling, W. (1976): "Theory of the Firm", *Journal of Financial Economics*, 3. Jg., Nr. 4, S.305–360.
- Klein, P. G. (2001): "Were the acquisitive conglomerates inefficient?", *RAND Journal of Economics*, 32. Jg., Nr. 4, S.745–761.
- Lamont, O. (1997): "Cash Flow and Investment", *Journal of Finance*, 52. Jg., Nr. 1, S.83–109.
- Lang, L. H. / Stulz, R. M. / Walkling, R. A. (1989): "Managerial performance, Tobin's Q, and the gains from successful tender offers", *Journal of Financial Economics*, 24. Jg., Nr. 1, S.137–154.
- Lang, L. H. und Stulz, R. M. (1994): "Tobin's "q", Corporate Diversification, and Firm Performance", *The Journal of Political Economy*, 102. Jg., Nr. 6, S.1248–1280.
- Lewellen, W. (1971): "A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger", *Journal of Finance*, 26. Jg., Nr. 2, S.527–537.
- Lins, K. und Servaes, H. (1999): "International Evidente on the Value of Corporate Diversification", *Journal of Finance*, 54. Jg., Nr. 6, S.2215–2239.
- Majd, S. und Myers, S. C. (1987): "Tax Asymmetries and Corporate Tax Reform", in: Feldstein, M. S. (Hrsg.), "The effects of taxation on capital accumulation", Chicago: Univ. of Chicago Press, S.343–376.
- Maquieira, C. P. / Megginson W. L. / Nail L. (1998): "Wealth creation versus wealth redistributions in pure stock-for-stock mergers", *Journal of Financial Economics*, 48. Jg., S.3–33.
- Meyer, M. / Milgrom, P. / Roberts, J. (1992): "Organizational Prospects, Influence Costs and Ownership Changes", *Journal of Economics & Management Strategy*, 1. Jg., Nr. 1, S.9–35.

- Miles, J. A. und Rosenfeld, J. D. (1983): "The Effect of Voluntary Spin-off Announcements on Shareholder Wealth", *Journal of Finance*, 38. Jg., Nr. 5, S.1597–1606.
- Mittnacht, J. (2006): "Die Kapitalmarktbeurteilung von Desinvestitionen", Sternenfels: Verlag Wissenschaft und Praxis.
- Morck, R. / Shleifer, A. / Vishny, R. W. (1990): "Do Managerial Objectives Drive Bad Acquisitions?", *Journal of Finance*, 45. Jg., Nr. 1, S.31–48.
- Murphy, K. J. (1985): "Corporate Performance and Managerial Remuneration", *Journal of Accounting and Economics*, 7. Jg., Nr. 3, S.11–42.
- Myers, S. C. und Majluf, N. (1984): "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have", *Journal of Financial Economics*, 13. Jg., S.187–222.
- Röder, K. (1999): "Kurswirkungen von Meldungen deutscher Aktiengesellschaften", Lohmar: Josef Eul Verlag.
- Scharfstein, D. S. und Stein, J.C. (2000) "The Dark Side of Internal Capital Markets: Divisional Rent-Seeking and Inefficient Investment", *Journal of Finance*, 55. Jg., Nr. 6, S. 2537-2564.
- Shleifer, A. und Vishny, R. W. (2003): "Stock Market driven Acquisitions", *Journal of Financial Economics*, 70. Jg., Nr. 3, S.295–311.
- Stein, J. C. (1997): "Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources", *Journal of Finance*, 52. Jg., Nr. 1, S.111–133.
- Stein, J. C. (2003): "Agency, Information and Corporate Investment", in: Constantinides, G. M. et al. (Hrsg.), "Handbooks in economics: Corporate finance", Amsterdam: Elsevier, S.112–163.
- Stienemann, M. (2003): "Wertsteigerung durch Desinvestitionen", Göttingen: Cuvillier Verlag.
- Stulz, R. M. (1990): "Managerial discretion and optimal financing policies", *Journal of Financial Economics*, 26. Jg., Nr. 1, S.3–27.
- Travlos, N. G. (1987): "Corporate Takeover Bids, Methods of Payment, and Bidding Firms' Stock Returns", *Journal of Finance*, 42. Jg., Nr. 4, S.943–963.
- Villalonga, B. (2003): "Research Roundtable Discussion: The Diversification Discount", Harvard Business School: Working Paper.
- Villalonga, B. (2004): "Does Diversification Cause the "Diversification Discount"?", *Financial Management*, 33. Jg., Nr. 2, S.5–27.
- Williamson, O. E. (1975): "Markets and hierarchies analysis and antitrust implications", New York NY: The Free Press.
- Wooldridge, J.M. (2006): "Introductory econometrics", Mason Ohio: Thomson Verlag.

Working Paper Series: Finance & Accounting

- No.185: **Hans-Helmut Kotz / Reinhard H. Schmidt**, Financial Locations: Frankfurt's place and perspectives, Januar 2008
- No.184: **Christina E. Bannier / Christian Hirsch**, The Economics of Rating Watchlists: Evidence from Rating Changes, Dezember 2007
- No.183: **Michael H. Grote**, Private Equity im Mittelstand – Mythos und Realität, November 2007
- No.182: **Michael H. Grote / Fabian Rücker**, Acquiring foreign firms far away might be hazardous to your share price: evidence from Germany, August 2007
- No.181: **Christian Laux / Volker Laux**, Board Committees, CEO Compensation, and Earnings Management, March 2007
- No.180: **Christian Laux / Alexander Muermann**, Mutual versus Stock Insurers: Fair Premium, Capital, and Solvency, April 2007
- No.179: **Frederic Boissay / Reint Gropp**, Trade Credit Defaults and Liquidity Provision by Firms, Mai 2007
- No.178: **Raimond Maurer / Olivia S. Mitchell / Ralph Rogalla**, The Victory of Hope over Angst? Funding, Asset Allocation, and Risk-Taking in German Public Sector Pension Reform, April 2007
- No.177: **Michael H. Grote**, Foreign banks' attraction to the financial centre Frankfurt – a 'u'-shaped relationship, April 2007
- No.176: **Marcel Marekwica / Raimond Maurer**, How unobservable Bond Positions in Retirement Accounts affect Asset Allocation, März 2007
- No.175: **Reint Gropp / Marco Lo Duca / Jukka Vesala**, Cross-Border Bank Contagion in Europe, Februar 2007
- No.174: **Wolfram J. Horneff / Raimond Maurer / Michael Stamos**, Optimal Gradual Annuitization: Quantifying the Costs of Switching to Annuities, Februar 2007
- No.173: **Reint Gropp / Arjan Kadareja**, Stale information, shocks and volatility, Februar 2007
- No.172: **Michael H. Grote / Florian Kube / Michael Küchen**, „Home, sweet home“- Die Entwicklung des Handelsvolumens deutscher Aktien im Ausland, Dezember 2006
- No.171: **Christina E. Bannier/ Dennis N. Hänsel**, Determinants of Banks' Engagement in Loan Securitization, October 2006
- No.170: **Marcel Marekwica/ Raimond Maurer**, Proof that it is not always optimal to locate bonds in a tax-deferred Account, September 2006
- No.169: **Marcel Marekwica/ Raimond Maurer/ Steffen Sebastian**, Asset Meltdown – Fact or Fiction?, August 2006
- No.168: **Steffen Sebastian/ Marcel Tyrell**, Open-End Real Estate Funds: Danger or Diamond?, May 2006

For a complete list of working papers please visit

www.finance.uni-frankfurt.de