

Noise Trading in Stamm- und Vorzugsaktien

Von Martin Jaron, München

I. Einleitung

Gemäß der Effizienzmarkthypothese (EMH) nach *Fama* (1965, 1970) treten Arbitrageure einer potenziellen Preiseinflussnahme irrationaler Akteure, die korreliert handeln, umgehend entgegen. Ist Arbitrage jedoch limitiert, kann Noise Trading Preis anomalien verursachen. Neben Transaktionskosten und fundamentalen Risiken verweisen *Shleifer/Vishny* (1997) auf Restriktionen institutioneller Art, die Arbitrage einschränken. Die Rolle des Noise-Trader-Risikos als bedeutende Arbitragelimitation wird erstmals von *De Long* u. a. (1990) aufgegriffen. Noise-Trader-Risiko bezeichnet das Risiko, dass Erwartungen irrationaler Marktakteure im Verlauf extremer werden, sodass Arbitrageure unter Umständen gezwungen sind, ihre Positionen verlustreich zu schließen.

Shiller (1981) stellt fest, dass Preise auf Aktienmärkten im Vergleich zu einfachen Modellen zu volatil erscheinen. *Black* (1986) betont, dass Noise Trading, d. h. nicht-informationsbasiertes Handeln, ein stärkeres Gewicht beizumessen ist als bislang vermutet. Die limitierte Fähigkeit der Arbitrageure Fehlbewertungen auf Kapitalmärkten zu eliminieren, verdeutlicht sich auch im Momentum-Effekt (*Jegadeesh/Titman* (1993)) und im Value-Effekt, der nach *Lakonishok* u. a. (1994) nicht mit einem Risikofaktor zu rechtfertigen ist. Ebenso sind das „Closed-End-Fund“-Puzzle (*Lee* u. a. (1991)) sowie der Indexeffekt (*Harris/Gurel* (1986)) nicht mit der Effizienzmarkthypothese vereinbar.

Die Bedeutung des Noise Trading als nicht zu ignorierende Komponente im Asset Pricing wird in Studien der jüngsten Vergangenheit explizit herausgestellt. So argumentieren *Barberis/Shleifer* (2003), dass Investoren riskante Anlagen in Styles kategorisieren und Preise losgelöst von fundamentalen Schocks einen Gleichlauf aufweisen können. Dementsprechend sehen *Barberis* u. a. (2005) Noise Trading ursächlich für beobachtbare Gleichlauf-Effekte nach Indexumstellungen des S&P 500. So genanntes Excess-Comovement wird in Studien von *Froot/Dabora* (1999)

sowie *Pirinsky/Wang* (2006) bestätigt. Erstgenannte zeigen, dass relatives Mispricing von Zwillingsaktien auf marktspezifische Noise-Schocks zurückzuführen ist. Das damit einhergehende Risiko wird von *Scruggs* (2007) in einem modellfreien Ansatz quantifiziert.

Neben Zwillingsaktien bieten Stamm- und Vorzugsaktien von Unternehmen ein weiteres, interessantes Untersuchungsfeld, das den generell schwierigen Nachweis von Noise Trading losgelöst von einem Bewertungsmodell recht präzise ermöglicht und in diesem Zusammenhang in der theoretischen wie auch empirischen Forschung nahezu unberücksichtigt bleibt. Traditionelle Arbeiten auf dem Gebiet der „Dual-Class Shares“ betrachten Bewertungsunterschiede mit Fokus auf die Stimmrechtsprämie und private Kontrollrenten (*Zingales* (1994, 1995), *Rydqvist* (1996), *Nenova* (2003)). Dem Stimmrecht wird demnach ein Wert zuteil, da es bei einer Unternehmensübernahme zu differenzierten Kurssteigerungen von Stamm- und Vorzugsaktien kommt. *Daske/Erhardt* (2002) untersuchen neben Kursunterschieden die Renditen deutscher Stamm- und Vorzugsaktien, finden jedoch keine signifikanten Unterschiede. Sie argumentieren, dass in Aktienrenditen allen Aktionären zustehende Cashflowrechte, nicht aber laufende private Kontrollrenten eines kontrollierenden Großaktionärs erfasst werden.¹

In einer aktuellen Studie zum US-amerikanischen Markt mit Fokus auf die Marktmikrostruktur verweisen *Schultz/Shive* (2009) auf eine Fehlbewertung von Dual-Class Shares und damit einhergehende Anlagestrategien. Inwiefern Noise-Schocks auf Aktienrenditen von Stamm- und Vorzugsaktien wirken, soll in der vorliegenden Studie anhand der Aktiengattungen deutscher Unternehmen herausgestellt werden. Im Vergleich zu anderen Ländern ermöglicht der deutsche Markt eine Betrachtung für eine Gruppe der größten nationalen Unternehmen, die börsennotiertes Stamm- und Vorzugsaktienkapital aufweisen und gleichzeitig – für diese Untersuchung von zentraler Bedeutung – mit einer Gattung im heimischen Leitindex vertreten sind. Im Sinne des Modells von *Barberis* u. a. (2005) bietet sich der DAX, den viele Investoren bevorzugt für ihre Mittelallokation wählen, als eigenständige Kategorie an. Die im bedeutenden Auswahlindex notierte Aktiengattung ist möglicherweise aufgrund der bloßen Indexzugehörigkeit Noise-Schocks ausgesetzt.² Wenn Arbitrage limitiert ist, induziert Noise Trading systematisches sentiment-basiertes (nicht-fundamentalbasiertes) Comovement in den Aktienrendi-

¹ Vgl. *Daske/Erhardt* (2002), S. 180.

² Siehe hierzu *Jaron* (2008).

ten des zugrunde liegenden Habitats. Korreliertes Handeln irrationaler Investoren in DAX-Titeln kann dann zu einer relativen Fehlbewertung von Stamm- und Vorzugsaktien führen. Unter der Annahme, dass Stamm- und Vorzugsaktien fundamental identisch sind, lässt sich das Ausmaß des Noise-Trader-Risikos in Anlehnung an *Scruggs* (2007) abschätzen. Long-Short-Portfolios aus Stamm- und Vorzugsaktien sollten fundamentale Risiken überwiegend hedgen und Noise-Schocks isolieren. Wenn die Aktiengattungen in unterschiedlichen Habitaten gehandelt werden, reflektieren Renditen des Long-Short-Portfolios teilweise Änderungen im Noise Trader Sentiment der Habitata. Neben Eingrenzung des Noise-Trader-Risikos ist es das Ziel der Untersuchung, empirische Evidenz für den Einfluss irrationaler Investoren auf die Renditen von Stamm- und Vorzugsaktien zu geben.

In Kapitel II wird zunächst ein einfaches Noise-Trader-Modell vorgestellt und hinsichtlich der Anwendbarkeit auf die Thematik der dualen Aktionärsstruktur von DAX-Unternehmen überprüft. Das Modell motiviert gleichzeitig die empirische Untersuchung in Kapitel III. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung in Kapitel IV.

II. Modell

1. Allgemein

Das Modell beruht ursprünglich auf dem vereinfachten Noise-Trader-Ansatz von *Barberis* u.a. (2005) und folgt weitgehend der modifizierten Form von *Scruggs* (2007). Demnach wird angenommen, dass bei Vorliegen von Arbitragelimitationen die Rendite einer Aktie i der Summe aus vier orthogonalen, nicht weiter beobachtbaren Faktoren entspricht:

$$(1) \quad r_{i,t} = \underbrace{\hat{u}_{i,t}}_{\text{systematisch}} + \underbrace{\hat{\eta}_{i,t}}_{\text{fund. Noise}} + \underbrace{\hat{w}_{i,t}}_{\text{idiosynkratisch}} + \underbrace{\hat{\varepsilon}_{i,t}}_{\text{Noise}}.$$

$u_{i,t}$ steht für systematische fundamentale Schocks und beschreibt Änderungen im fundamentalen Wert in Abhängigkeit von marktweiten Risikofaktoren. Nach der traditionellen Sichtweise wird die Kovarianz zwischen Aktienrenditen durch einen Gleichlauf in fundamentalen Informationen bestimmt. Systematische fundamentale Schocks sind nicht diversifizierbar. $w_{i,t}$ umfasst firmenspezifische fundamentale Schocks und

bildet idiosynkratische Änderungen im fundamentalen Wert ab. Schocks dieser Art sind zwischen Aktien unkorreliert und daher diversifizierbar. $\eta_{i,t}$ als systematische Noise-Komponente stellt Änderungen im Noise Trader Sentiment einer Aktie i dar, ist orthogonal zu fundamentalen Informationen der Aktie i und korreliert mit Änderungen im Noise Trader Sentiment anderer Aktien. Die Korrelation der Noise-Schocks zwischen Aktien erzeugt eine systematische Komponente im Renditegenerierungsprozess und ist nicht diversifizierbar. Nach *Barberis* u. a. (2005) lässt sich ein sentimentbasierter Gleichlauf in Aktienrenditen durch die Kategorie- oder Habitat-Sichtweise begründen. Demnach investieren Noise Trader nur in Titel, die einer von ihnen bevorzugten Kategorie (Habitat) angehören. Rücken Aktien aufgrund eines Kriteriums (z. B. Indexaktie oder Aktien des Heimatmarktes) in den Fokus der Noise Trader, erzeugt ihr Handeln sentimentbasiertes Comovement in Aktienrenditen der entsprechenden Kategorie. Indexrenditen enthalten daher fundamentale Schocks wie auch Noise-Schocks. Gleichlauf-Effekte nach Indexumstellungen (*Barberis* u. a. (2005)) oder eine Fehlbewertung von Zwillingsaktien (*Froot/Dababora* (1999)) werden im Modell über die systematische Noise-Komponente abgebildet. $\varepsilon_{i,t}$ steht abschließend für idiosynkratische Noise-Schocks und greift die firmenspezifische Komponente einer Änderung im Noise Trader Sentiment der Aktie i ab. Darin enthalten sind potenzielle Effekte der Mikrostruktur (z. B. „Bid-Ask Bounce“ oder „Infrequent Trading“). Firmenspezifische Noise-Schocks sind diversifizierbar.

Fundamentale Schocks, die ihrerseits einem spezifischen Renditegenerierungsprozess folgen, sind nicht beobachtbar. Verifizierbar ist lediglich die Ausprägung $r_{i,t}$, die sich aus genannten fundamental- und sentimentbasierten Faktoren zusammensetzt. Um Noise-Effekte zu isolieren, bedarf es eines Modells zur Bestimmung fundamentaler Werte. Hier wiederum liegt das Problem, dass Modelle fehlspezifiziert sein können, was eine empirische Quantifizierung von Noise nahezu unmöglich macht. *Scruggs* (2007) umgeht dieses Problem, indem er auf Zwillingsaktien zurückgreift, die auf unterschiedlichen nationalen Börsenplätzen gehandelt werden, sich gleichzeitig aber auf einen identischen Cashflowstrom beziehen. Es wird angenommen, dass für diese Aktien fundamentale Schocks (sowohl systematischer als auch firmenspezifischer Art) zu jedem Zeitpunkt übereinstimmen. Für die Rendite eines Long-Short-Portfolios gebildet aus Zwillingsaktie A und B gilt dann:

$$(2) \quad \begin{aligned} r_{A-B,t} &= r_{A,t} - r_{B,t} \\ &= (\eta_{A,t} - \eta_{B,t}) + (\varepsilon_{A,t} - \varepsilon_{B,t}). \end{aligned}$$

Die Betrachtung von Zwillingsaktien impliziert, dass fundamentale Schocks unabhängig vom zugrunde liegenden Faktormodell perfekt gehedgt werden. Trotz der idealtypischen Konstellation ist das Portfolio Noise-Schocks ausgesetzt. Wie Gleichung (2) zu entnehmen, tragen relative Änderungen im Noise Trader Sentiment zur Volatilität des Long-Short-Portfolios bei. Ebenso wirken weitere idiosynkratische Einflüsse, die durch die Marktmikrostruktur bedingt und im Term $(\varepsilon_{A,t} - \varepsilon_{B,t})$ erfasst sind.

2. Übertragbarkeit auf duale Aktionärsstruktur

Neben Zwillingsaktien wie Royal Dutch/Shell oder Unilever N.V./PLC eignen sich Vorzugs- und Stammaktien eines Unternehmens, um bei nicht vorhandenem bzw. schwach ausgeprägtem Markt für Unternehmensübernahmen Noise auf vergleichbare Weise zu isolieren. Der in dieser Untersuchung gewählte Fokus auf DAX-Unternehmen mit duality Aktionärsstruktur stellt sicher, dass neben Transaktionskosten der Einfluss aus einem Kontrollwettbewerb minimiert wird.

Abgesehen vom Größenkriterium befinden sich relevante DAX-Titel überwiegend in mehrheitlichem Besitz eines Großaktionärs. Gemäß *Zingales* (1995) reflektieren Marktpreise den Wert der Aktien für den repräsentativen Anleger. Da der repräsentative Anleger typischerweise weder in Kontrollaktivitäten eingebunden ist, noch von privaten Kontrollrenten profitiert, kann die Stimmrechtsprämie nur eine Reflexion der Erwartungen sein, dass Stammaktien im Fall einer Übernahme mit einer höheren Prämie einhergehen. Wenn die Mehrheit der Stimmen auf ein Individuum fällt, sollte die Wahrscheinlichkeit eines Kontrollwettbewerbs und somit die Stimmrechtsprämie nahe bei Null liegen. Selbst bei Vorhandensein eines Großaktionärs mit Sperrminorität ist diese Wahrscheinlichkeit als gering einzustufen.³

Analog zu Zwillingsaktien ist die Annahme fundamental identischer Schocks zu verifizieren. Stimmrechtslose Vorzugsaktien der DAX-Unternehmen verfügen typischerweise über eine einfache prioritätsche Vorzugsdividende bzw. prioritätsche Dividende mit Überdividende. *Daske/Erhardt* (2002) argumentieren, dass der Vorteil der Vorzugsaktionäre aus dem prioritätschen, kumulativen Dividendenanspruch praktisch nur bei Dividendenausfällen zum Tragen kommt. Ebenso ist der Vorteil aus einer

³ Vgl. *Zingales* (1995), S. 1053 und S. 1063.

Mehrdividende aufgrund von Kurssteigerungen im Zeitablauf stark verwässert.⁴ In den Aktienrenditen betrachteter DAX-Titel, die sich im Speziellen durch Dividendenkontinuität auszeichnen, werden somit Cashflowrechte erfasst, die beide Gruppen proportional zu ihrem Anteilsbesitz halten, wobei das Geschäfts- bzw. Cashflowrisiko für Aktionäre beider Gattungen übereinstimmt. Dividendenbezogene Ausgestaltungss Unterschiede zwischen Stamm- und Vorzugsaktien sind für die Renditeforderungen irrelevant, da sie keinen Einfluss auf die Cashflowrisiken der Projekte ausüben (*Miller/Modigliani* (1961)). Systematische und idiosynkratische fundamentale Schocks können für Aktiengattungen der DAX-Unternehmen somit als identisch angenommen werden. Die in Gleichung (2) formalisierte Hedgestrategie lässt sich dann wie folgt interpretieren:

A bzw. *B* bezeichne die im DAX notierte bzw. nicht im Index enthaltene Aktiengattung eines Unternehmens. Das Long-Short-Portfolio gebildet aus Stamm- und Vorzugsaktie ist frei von fundamentalem Risiko, jedoch relativen Änderungen im Noise Trader Sentiment ausgesetzt. Unter der Annahme, dass Arbitrage limitiert ist, können Preise durch Änderungen im Noise Trader Sentiment beeinträchtigt werden (*De Long* u. a. (1990); *Shleifer/Vishny* (1997)). Noise Trader, die ihre Mittelallokation nach der Indexzugehörigkeit ausrichten, wirken unabhängig von Cashflow-News auf Preise der jeweiligen im Index enthaltenen Gattung (*Barberis* u. a. (2005)). Durch Noise verzerrte Indexrenditen sind dann positiv mit Renditen des Hedgeportfolios korreliert. Es entsteht Excess-Comovement, das eine systematische Komponente darstellt, allerdings nicht im traditionellen Sinne.

Da die im Index notierte Gattung typischerweise liquider ist, wiegen Einflüsse der Marktmikrostruktur für Stamm- und Vorzugsaktien unterschiedlich und werden gemeinsam mit idiosynkratischen Noise-Schocks im Term $(\varepsilon_{A,t} - \varepsilon_{B,t})$ abgebildet. Effekte der Mikrostruktur wirken eher kurzfristig und sind als Artefakt des Markträumungsprozesses zu verstehen.⁵ Diesem Umstand wird durch Betrachtung wöchentlicher und monatlicher Renditen begegnet. Während sich die der Marktmikrostruktur geschuldeten Short-Run-Dynamik im Asset Pricing mittels Ausweitung des Zeithorizonts ausblenden lässt, gilt zu klären, inwiefern Liquidität langfristig eine eigenständige Komponente darstellt. Befürworter einer solchen Sichtweise (vgl. *Amihud/Mendelson* (1986, 1989)) argumentieren, dass Ak-

⁴ Vgl. *Daske/Erhardt* (2002), S. 189 f.

⁵ Solch ein Artefakt ist nach *Roll* (1984) bspw. in der negativen seriellen Korrelation in Transaktionspreisen ausgelöst durch den Bid-Ask Bounce zu sehen.

tienrenditen im Gleichgewicht positiv vom Bid-Ask Spread der Assets abhängen. Lediglich Investoren mit langem Anlagehorizont werden illiquide Assets halten, fordern hierfür aber eine Kompensation. *Constantinides* (1986), *Heaton/Lucas* (1996) sowie *Vayanos* (1998) halten dem entgegen, dass Transaktionskosten relativ zur gleichgewichtigen Risikoprämie zu gering ausfallen, um einen bedeutenden Unterschied zu erzeugen. Ange sprochene Komplexität in der Liquiditätsbetrachtung wird durch den gewählten Fokus auf DAX-Unternehmen abgemildert. So erweist sich die nicht im DAX notierte Aktiengattung ebenfalls als relativ liquide. Transaktionskosten im Vergleich zur geforderten Risikoprämie scheinen gering, weshalb systematische Unterschiede im Renditegenerierungsprozess weniger gewichtig und somit weniger verzerrend sind. Relative Änderungen im Liquiditätsrisiko zwischen Stamm- und Vorzugsaktien eines Unternehmens sollten darüber hinaus von vernachlässigbarem Einfluss auf die Volatilität der Long-Short-Portfoliorenditen sein.⁶

In Abwesenheit von Arbitragelimitationen reflektiert die Volatilität der Long-Short-Portfoliorenditen das Ausmaß zugrunde liegender Marktfraktionen bspw. in Form von Handelskosten. Ist Arbitrage limitiert, bewirkt Noise eine Zunahme der Volatilität über die der Transaktionskosten geschuldeten Bandbreite hinaus. Relatives Mispricing zwischen Stamm- und Vorzugsaktien kann sich ebenfalls über ein durch Transaktionskosten begründbares Ausmaß hinaus verschärfen. In der Literatur dokumentierte zeitliche Schwankungen im Kursunterschied zwischen Stamm- und Vorzugsaktien sind dann unter dem Aspekt des Noise Trading zu hinterfragen.⁷

Die bisherige Darstellung unterstellt, dass fundamentale Informationen simultan in Preisen beider Gattungen *A* und *B* verarbeitet werden. Gemäß der Informationsdiffusion-Sichtweise nach *Barberis* u. a. (2005) fließen Informationen bedingt durch Marktfraktionen in heterogenen Raten in Preise ein. So könnten bestimmte Aktien zu geringeren Kosten gehandelt oder von Investoren bevorzugt werden, die einen schnelleren Informationszugang haben und über Ressourcen verfügen, diese Neuigkeiten entsprechend zu verwerten.⁸ Unterscheidet sich das Ausmaß dieser Trader in den einzelnen Habitaten, kann die Informationsdiffusion zwischen

⁶ Diese Sichtweise findet Bestätigung im Zusammenhang mit möglichen Arbitragestrategien am US-amerikanischen Markt für Dual-Class Shares, vgl. *Schultz/Shive* (2009), S. 14.

⁷ Vgl. *Nowak* (2001) für den zeitlichen Verlauf der Stimmrechtsprämie am deutschen Aktienmarkt.

⁸ Vgl. *Barberis* u. a. (2005), S. 285.

der im Index enthaltenen Aktiengattung und der Nicht-Indexgattung differieren, was wiederum negative Autokorrelation in den Renditen des Long-Short-Portfolios gebildet aus Stamm- und Vorzugsaktie der jeweiligen DAX-Unternehmen induziert. Empirische Modelle des nachfolgenden Kapitels enthalten eine Lag-Variable, um für heterogene Raten der Informationsdiffusion zu kontrollieren.

III. Empirische Auswertung

1. Datengrundlage

Der deutsche Kapitalmarkt zählt zu einem der am stärksten entwickelten Märkte mit ausgeprägter dualer Aktionärsstruktur. Speziell in den 1980er-Jahren ist ein Anstieg des börsennotierten Vorzugsaktienkapitals zu beobachten. Dabei sind es besonders Familienunternehmen, die die Möglichkeit der Emission stimmrechtsloser Vorzugsaktien nutzen, um Kontrollmehrheiten innerhalb der Familie zu wahren. Neuemissionen stimmrechtsloser Vorzugsaktien sind seit Mitte der 1990er-Jahre kaum noch zu beobachten, jedoch notieren im Jahr 1995 weiterhin 26 der 100 größten deutschen börsennotierten Unternehmen mit Stamm- und Vorzugsaktien. In den letzten Jahren ist speziell für Unternehmen mit hoher Marktkapitalisierung die Tendenz einer Umwandlung stimmrechtsloser Vorzugsaktien in Stammaktien zu beobachten. Als Gründe werden häufig eine erhöhte Attraktivität für internationale Investoren sowie verbesserte Möglichkeiten einer Berücksichtigung in großen Indizes genannt.

In vorgestellter Untersuchung werden ausschließlich Stamm- und Vorzugsaktien von DAX-Unternehmen für den Zeitraum Januar 1990 bis Dezember 2007 einbezogen. Tabelle 1 gibt einen Überblick aller DAX-Unternehmen mit dualer Aktionärsstruktur seit Auflegung des Index. Neben dem Zeitpunkt der Indexaufnahme bzw. -entnahme wird die Ankündigung einer durchgeführten Unifizierung der Gattungen samt Hauptversammlungsbeschluss dokumentiert. Für die weitere Untersuchung werden diejenigen Unternehmen zugrunde gelegt, die seit Aufnahme durchgängig im Index notieren und für die bis zum Zeitpunkt der Zusammenführung der Gattungen eine Zeitreihe von mindestens fünf Jahren vorliegt (in der Tabelle in Kursivschrift hervorgehoben).⁹ Die

⁹ Genannte Kriterien werden von acht Unternehmen erfüllt. Dabei notieren im jeweiligen Auswertungszeitraum einzig Henkel und SAP mit Vorzügen im Leitindex.

Tabelle 1

DAX-Unternehmen mit Stamm- und Vorzugsaktien

Neben dem Zeitpunkt einer im Verlauf erfolgten DAX-Aufnahme bzw. -Entnahme werden der Unifizierungs-Ankündigungszeitpunkt der Aktiengattungen samt HV-Beschluss und letztem Handel aufgezeigt. Unternehmen in Kursivschrift sind der weiteren Untersuchung zugrunde gelegt. ST bzw. VZ verweist auf die jeweils im DAX notierte Gattung.

Unternehmen/Aktie	Aufnahme	Entnahme	Unifizierung d. Gattungen		
			Ankündigung	Beschluss	Letzter
<i>BMW ST</i>					weiterhin ^a
<i>VW ST</i>					weiterhin
<i>MAN ST</i>			22. Mrz. 02	17. Mai 02	weiterhin
<i>RWE ST</i>			15. Aug. 97	26. Feb. 98	weiterhin
<i>Fresen. Med. ST</i>	20. Sep. 99		06. Mai 05	30. Aug. 05	weiterhin
<i>Henkel VZ</i>					weiterhin ^b
<i>Dt. Lufthansa ST</i>			02. Mai 96	03. Jul. 96	09. Okt. 96
<i>SAP VZ</i>	18. Sep. 95		01. Mrz. 01	03. Mai 01	15. Jun. 01
Dt. Babcock ST		18. Sep. 95	26. Jan. 93	05. Apr. 93	26. Jan. 94
Kaufhof ST		22. Jul. 96 ^c			
Metro ST	22. Jul. 96		22. Mai 00	04. Jul. 00	weiterhin

^a Porsche gibt am 25. Sep. 2005 Pläne für Einstieg bei Volkswagen mit rund 20 % bekannt.

^b Erste Notierung der Henkel-Stämme am 2. Juli 1996

^c Verschmelzung zur Metro AG

Auswertung bei nicht vollständig vollzogenem Umtausch beschränkt sich auf den Zeitraum vor einer Unifizierung und endet jeweils 60 Tage vor dem Ankündigungszeitpunkt.¹⁰

Potenzielle, die ausgewählten Unternehmen betreffende Kontrollwettbewerbe lassen sich – gestützt auf die Abfragen in *LexisNexis* – mittels einer Artikelrecherche in der *Börsenzeitung* eingrenzen. Darüber hinaus wird die Aktionärsstruktur mithilfe des *Hoppenstedt Aktienführer* für jede Beobachtung auf wesentliche Änderungen im Zeitablauf ausgewertet. Die Recherche der Artikel belegt, dass mit einer einzigen Ausnahme – Porsche gibt am 25. Sep. 2005 Pläne für einen Einstieg bei Volkswagen mit rund 20 % bekannt (die Analyse der VW-Aktiengattungen endet zu

¹⁰ Auf Kursreaktionen im Vorfeld einer Aufhebung der dualen Aktionärsstruktur verweisen *Dittmann/Ulbricht* (2008).

diesem Zeitpunkt) – kein Kontrollwettbewerb auf Unternehmensebene stattfindet.

Ebenso ist für den jeweiligen Auswertungszeitraum die Aktionärsstruktur mit überwiegend konzentriertem Anteilsbesitz äußerst stabil. So befinden sich BMW und Henkel fortwährend im gesicherten (z. T. mehrheitlichen) Familienbesitz. Fresenius Medical Care wird mehrheitlich von der Fresenius AG (ihrerseits im Mehrheitsbesitz der Else-Kröner-Fresenius-Stiftung) gehalten. Gleiches gilt für die SAP AG, deren Stimmrechtsmehrheit bei den Gründern liegt. Im Fall von RWE halten bis zur Zusammenführung der Aktiengattungen kommunale Aktionäre eine Mehrheitsbeteiligung an dem Unternehmen.¹¹ Ähnlich befindet sich die Dt. Lufthansa AG größtenteils in konzentriertem Staatsbesitz. Eine weniger stark konzentrierte Aktionärsstruktur ist für die MAN AG und VW AG auszumachen. Allerdings verfügt die Regina Verwaltungsgesellschaft¹² im Untersuchungszeitraum über eine qualifizierte Sperrminorität bei MAN und das Land Niedersachsen über eine einfache Sperrminorität bei Volkswagen. Die dem Datensatz inhärente, konzentrierte Aktionärsstruktur lässt somit im Sinne des Modells nach Zingales (1995) auf eine geringe Wahrscheinlichkeit für einen zukünftigen Kontrollwettbewerb schließen. Gleichfalls sind Schwankungen in der Stimmrechtsprämie weniger auf eine Änderung in der Aktionärsstruktur zurückzuführen, da diese (die Position des Großaktionärs betreffend) über den jeweiligen Zeitraum stabil bleibt. Ein weiterer Vorzug der DAX-Beobachtungen wird in der Betrachtung gängiger Liquiditätskennzahlen deutlich. Als Datenquelle zugrunde liegender Kursinformationen dient nachfolgend *Thomson Financial Datastream*. Für die Jahre 1999 bis 2007 werden durchschnittlicher relativer Bid-Ask Spread und durchschnittliche wöchentliche Turnover-Ratio der im DAX notierten bzw. nicht im Index enthaltenen Gattung ausgewertet.¹³ Das jährliche Handelsvolumen der Nicht-Indexgattung wird zusätzlich dem jährlichen Handelsvolumen der MDAX-Titel gegenübergestellt.¹⁴ Wie zu erwarten, deuten sowohl relativer Bid-Ask Spread als auch Turnover-Ratio auf

¹¹ Kommunale Aktionäre der RWE AG verfügen über Namensaktien mit 20-fachem Stimmrecht.

¹² Die Regina Verwaltungsgesellschaft ist ihrerseits mit je 25 % im Besitz der Allianz, Allianz Leben, Münchener Rück und Commerzbank.

¹³ Liquiditätskennzahlen vor 1999 werden in *Datastream* nur unvollständig dokumentiert. Als Turnover-Ratio wird das mit der Marktkapitalisierung skalierte Handelsvolumen bezeichnet.

¹⁴ Informationen zum jährlichen Handelsvolumen der MDAX-Titel werden dem jährlich erscheinenden *Factbook* der Deutschen Börse entnommen.

eine höhere Liquidität in der jeweiligen Indexgattung. Dabei ist nach hinzugezogenen Maßstäben die Vorzugsaktie der Volkswagen AG die liquideste Nicht-Indexgattung und kann gewissermaßen als Benchmark für potenzielle Liquiditätseffekte herangezogen werden. Insgesamt erweist sich die nicht im DAX notierte Gattung übriger Beobachtungen ebenfalls als relativ liquide. So liegt ihr durchschnittliches jährliches Handelsvolumen bspw. im mittleren Bereich der MDAX-Titel. Selbst unter der Annahme, dass Liquidität langfristig eine eigenständige Komponente im Asset Pricing darstellt, sollten relative Änderungen im Liquiditätsrisiko zwischen Stamm- und Vorzugsaktien der DAX-Unternehmen von geringerem Einfluss auf die Renditevolatilität der Long-Short-Portfolios bleiben.

2. Noise in Renditen von Stamm- und Vorzugsaktien

Tabelle 2 enthält deskriptive Statistiken zur Renditevolatilität individueller Aktiengattungen und zugehöriger Long-Short-Portfolios für den Zeitraum Januar 1990 bis Dezember 2007. Es werden Ergebnisse für stetige Renditen (Totalreturn) auf Tages-, Wochen- und Monatsbasis berichtet. Die Volatilität auf Tagesbasis liegt für die einzelnen Beobachtungen überwiegend zwischen 1,23 % und 2,50 %.¹⁵ Korrespondierende Werte für Long-Short-Portfolios reichen von 0,75 % bis 1,77 %. Gegen die Schwankungsbreite der individuellen Renditen fällt das Ausmaß der Portfoliovolatilität enorm aus. Der anteilige Wert an der individuellen Volatilität lässt sich auf 35 % bis 70 % beziffern. Dementsprechend beträgt die Korrelation zwischen den Tagesrenditen der Unternehmensgattungen vorwiegend kleiner 0,9. Die Autokorrelation 1. Ordnung der individuellen Tagesrenditen fällt insgesamt moderat aus, was auf Liquidität und rege Handelsaktivität in betrachteten Aktien hindeutet (im Speziellen auch für die nicht im DAX geführte Aktiengattung). Probleme des infrequenten Handels, die typischerweise in Zeitreihen auf Tagesbasis auftreten, scheinen für die Datengrundlage weniger relevant. Prinzipiell sind die Ergebnisse geringerer Renditefrequenz eine geeignete Kontrolle für mögliche verzerrende Effekte der Marktmikrostruktur. Auf Wochenbasis nimmt die Volatilität der Renditen für die einzelnen Aktiengattungen vornehmlich Werte zwischen 2,67 % und 5,42 % an. Im Vergleich zu individuellen Volatilitäten fällt die Schwankungsbreite der Portfoliorenditen

¹⁵ Die SAP AG sticht als Technologietitel in allen Renditefrequenzen mit einer deutlich höheren Volatilität heraus.

Tabelle 2
Deskriptive Statistiken

Es werden Stichprobenstandardabweichung (SD), Autokorrelation 1. Ordnung (ϱ_1) sowie die Korrelation (Korr.) zwischen den log. Renditen (Totalreturn) der Aktiengattungen berichtet. Mit R bzw. r wird die log. Rendite der Index- bzw. Nicht-Indexgattung bezeichnet. N steht für die Anzahl der Beobachtungen.

Jan 90–Dez 07 Rendite [N]	täglich			wöchentlich			monatlich		
	SD	ϱ_1	Korr.	SD	ϱ_1	Korr.	SD	ϱ_1	Korr.
BMW [4540]				[939]			[216]		
R	0,0192	-0,048		0,0436	-0,061		0,0854	-0,071	
r	0,0207	-0,053		0,0420	-0,086		0,0829	-0,036	
$R - r$	0,0135	-0,342	0,77	0,0195	-0,297	0,90	0,0277	-0,036	0,95
VOW [3964]				[821]			[188]		
R	0,0200	0,065		0,0461	-0,071		0,0954	-0,059	
r	0,0203	0,028		0,0456	-0,076		0,0958	-0,118	
$R - r$	0,0093	-0,248	0,90	0,0156	-0,261	0,94	0,0241	-0,213	0,97
MAN [3026]				[629]			[144]		
R	0,0189	0,034		0,0417	-0,022		0,0873	-0,085	
r	0,0189	-0,005		0,0394	-0,012		0,0812	-0,135	
$R - r$	0,0121	-0,223	0,80	0,0201	-0,351	0,88	0,0354	-0,269	0,91
RWE [1864]				[389]			[89]		
R	0,0126	0,024		0,0286	-0,015		0,0587	-0,045	
r	0,0123	-0,012		0,0267	-0,061		0,0533	-0,029	
$R - r$	0,0075	-0,168	0,82	0,0128	-0,331	0,90	0,0189	-0,368	0,95
FME [1387]				[284]			[65]		
R	0,0227	0,026		0,0524	-0,069		0,1142	0,171	
r	0,0250	-0,040		0,0542	-0,046		0,1139	0,118	
$R - r$	0,0177	-0,276	0,73	0,0262	-0,149	0,88	0,0483	-0,220	0,91
HEN3 [2912]				[599]			[137]		
R	0,0182	0,003		0,0386	-0,088		0,0706	-0,199	
r	0,0183	-0,050		0,0377	-0,132		0,0618	-0,210	
$R - r$	0,0116	-0,369	0,80	0,0160	-0,413	0,91	0,0255	-0,259	0,93
LHA [1547]				[322]			[74]		
R	0,0219	-0,019		0,0451	-0,114		0,0854	0,158	
r	0,0196	-0,011		0,0421	-0,151		0,0796	0,094	
$R - r$	0,0160	-0,194	0,71	0,0282	-0,296	0,79	0,0328	0,053	0,92
SAP3 [1328]				[275]			[63]		
R	0,0319	0,083		0,0698	-0,040		0,1407	0,292	
r	0,0321	0,090		0,0708	-0,088		0,1358	0,239	
$R - r$	0,0114	-0,346	0,94	0,0153	-0,290	0,98	0,0251	-0,154	0,98

mit 1,28 % bis 2,82 % weiterhin groß aus. Die Korrelation zwischen den Renditen der Aktiengattungen ist auch auf Wochenbasis bei Weitem nicht perfekt. Unter der Annahme, dass Long-Short-Portfolios der Aktiengattungen fundamentale Risiken hedgen, geben diese Größen eine erste In-

dikation für das Ausmaß des Noise-Trader-Risikos. Dass Noise-Schocks sich möglicherweise innerhalb eines Monats umkehren, wird in den Monatsrenditen deutlich.¹⁶ Es reduziert sich einerseits der Anteil der Portfoliovolatilität an der individuellen Standardabweichung. Andererseits nimmt die Korrelation zwischen den Renditen der Unternehmensgattungen zu.

In Studien, die eine Variation in Aktienrenditen auf fundamentale Informationen zurückführen (z.B. *Roll* (1988) und *Fama* (1990)), kann im Regelfall nur ein geringer Anteil der Varianz durch systematische Faktoren erklärt werden. *Roll* (1988) dokumentiert unter Berücksichtigung von ökonomischen Einflüssen, Industrieffekten und firmenspezifischen News-Events im Durchschnitt ein adjustiertes R^2 von 20 % für Tages- und 35 % für Monatsdaten. Stamm- und Vorzugsaktien der DAX-Unternehmen bieten diesbezüglich einen modellfreien Ansatz, Variation in Aktienrenditen hinsichtlich fundamentaler Informationen abzuschätzen. Wenn betrachtete Aktiengattungen annahmegemäß demselben Geschäftsrisko unterliegen und ein Übernahmewettbewerb nicht stattfindet, sollten Renditen der Vorzugsaktien die Renditen der Stammaktien (vice versa) erklären. Die explizite Verwendung eines zugrunde liegenden Pricing-Modells ist hierfür nicht erforderlich. In Anlehnung an *Scruggs* (2007) wird die Beziehung zwischen den Renditen der Dual-Class Shares eines Unternehmens mittels OLS-Regression geschätzt:

$$(3) \quad R_t = \alpha + \theta_{-1} r_{t-1} + \theta_0 r_t + \theta_1 r_{t+1} + \varepsilon_t,$$

mit R_t bzw. r_t als stetige Rendite (Totalreturn) der im DAX enthaltenen bzw. nicht im Index geführten Gattung. Auf Tagesbasis werden Lead- und Lag-Renditen als zusätzliche unabhängige Variablen implementiert, um für heterogene Raten der Informationsdiffusion zu kontrollieren.

Das durchschnittliche adjustierte R^2 der Regressionen auf Tagesbasis beträgt rund 66 %. Ein relativ hoher Anteil der Variation in Tagesrenditen kann auf fundamentale Faktoren zurückgeführt werden. Schätzwerte für θ_0 reichen von 0,63 bis 0,95, wobei Koeffizienten der Lead- und Lag-Variablen niedrig, aber überwiegend signifikant sind. Die Hypothese $\sum \theta_i = 1$ kann für die meisten Beobachtungen auf Tagesbasis abgelehnt werden. Obwohl das Bestimmtheitsmaß auf Unternehmensebene im Vergleich zu genannten Studien hoch ausfällt, bleibt ein großer Teil der Va-

¹⁶ Zur Sichtweise eines Mean-Reversion-Prozesses im Noise Trader Sentiment, vgl. *Barberis* u. a. (2005), S. 296.

riation in Tagesrenditen unerklärt. Die jeweilige Restgröße $1 - R^2$ lässt potenzielles Noise-Trader-Risiko vermuten.

Da Effekte der Marktmikrostruktur in Tagesrenditen typischerweise verstärkt wirken, werden in Tabelle 3 ausschließlich OLS-Ergebnisse für Wochen- und Monatsrenditen dargestellt. Auf die Lead-Lag-Struktur wird für geringere Renditefrequenzen verzichtet. Das Bestimmtheitsmaß auf Wochen- bzw. Monatsbasis steigt durchschnittlich auf 81% bzw. 89%. Dies ist konsistent mit der Sichtweise umkehrender Noise-Schocks. Allerdings kann die Hypothese $\theta_0 = 1$ auf Wochenbasis weiterhin fast durchgängig abgelehnt werden. Für Monatsrenditen ist dies aufgrund steigender Schätzwerte für θ_0 weniger häufig der Fall. Mit Blick auf die wöchentlichen Schätzergebnisse ist das Ausmaß der unerklärten Variation nach wie vor unverkennbar. Auf Grundlage des vorgestellten Modells beläuft sich das Noise-Trader-Risiko in Wochenrenditen auf rund 20% vor Handelskosten. Es ist zu bezweifeln, dass ein derartiges Ausmaß gänzlich auf Marktfraktionen zurückzuführen ist, zumal Handelskosten für hinzugezogene DAX-Beobachtungen weniger stark wiegen sollten.¹⁷

3. Noise in Renditen der Long-Short-Portfolios

Nachfolgend soll der Einfluss von Noise Trading auf Renditen der Long-Short-Portfolios hinsichtlich der Kategorie- bzw. Habitat-Sichtweise nach *Barberis* u.a. (2005) herausgearbeitet werden. Der Fokus wird dabei explizit auf Wochen- und Monatsrenditen gelegt.

Wie bereits ausgeführt, erscheint die in Tabelle 2 dokumentierte Volatilität der Long-Short-Portfoliorenditen im Vergleich zur Variation der Renditen individueller Aktiengattungen enorm. In Gleichung (2) wird deutlich, dass sich in vorgenommener Betrachtung die Volatilität des Hedgeportfolios aus relativen Änderungen in systematischen und firmenspezifischen Noise-Schocks speist. Gemäß der Kategorie-Sichtweise agieren irrationale Investoren in exponierten Assets wie bspw. Indexwerten. Korreliertes Handeln resultierend aus Sentimentänderungen implementiert Noise-Schocks systematischer Art in Preisen der Indextitel.

¹⁷ Dass Arbitrage auf Aktienmärkten aufgrund eines Margin- und Zeitriskos stark limitiert sein kann, verdeutlichen *Mitchell* u.a. (2002). Das Noise-Trader-Risiko lässt sich in vorliegender Studie allerdings nicht näher eingrenzen.

Tabelle 3

**Erklärte Variation in Wochen- und Monatsrenditen
von Stamm- und Vorzugsaktien**

Es werden nacheinander Schätzwerte folgender Regression berichtet:

$$R_t = \alpha + \theta_0 r_t + \epsilon_t \quad \text{bzw.} \quad r_t = \alpha + \theta_0 R_t + \epsilon_t,$$

mit R_t und r_t als log. Renditen (Totalreturn) der Index- bzw. Nicht-Indexgattung. Standardfehler in Klammern sind robust für Heteroskedastizität.

Jan 90–Dez 07 <i>i</i> [N]	wöchentlich				monatlich			
	θ_0	$p(\theta_0 = 1)$	\bar{R}^2	DW	θ_0	$p(\theta_0 = 1)$	\bar{R}^2	DW
BMW [939]					[216]			
	0,933*** (0,028)	0,014	0,804	2,55	0,974*** (0,024)	0,280	0,895	2,09
	0,862*** (0,018)	0,000	0,804	2,60	0,919*** (0,026)	0,002	0,895	2,02
VOW [821]					[188]			
	0,953*** (0,018)	0,009	0,887	2,49	0,965*** (0,024)	0,143	0,937	2,35
	0,931*** (0,017)	0,000	0,887	2,51	0,972*** (0,019)	0,138	0,937	2,47
MAN [629]					[144]			
	0,930*** (0,025)	0,005	0,772	2,65	0,983*** (0,044)	0,692	0,835	2,50
	0,830*** (0,022)	0,000	0,772	2,62	0,850*** (0,034)	0,000	0,835	2,59
RWE [389]					[89]			
	0,957*** (0,027)	0,112	0,801	2,58	1,043*** (0,045)	0,343	0,896	2,75
	0,837*** (0,029)	0,000	0,801	2,69	0,860*** (0,036)	0,000	0,896	2,71
FME [284]					[65]			
	0,849*** (0,044)	0,001	0,773	2,32	0,912*** (0,048)	0,075	0,826	2,35
	0,911*** (0,030)	0,003	0,773	2,27	0,908*** (0,059)	0,126	0,826	2,46
HEN3 [599]					[137]			
	0,934*** (0,024)	0,006	0,832	2,77	1,067*** (0,047)	0,158	0,872	2,54
	0,890*** (0,022)	0,000	0,832	2,85	0,818*** (0,035)	0,000	0,872	2,56
LHA [322]					[74]			
	0,850*** (0,044)	0,001	0,629	2,53	0,992*** (0,048)	0,861	0,851	1,89
	0,741*** (0,042)	0,000	0,629	2,60	0,860*** (0,040)	0,001	0,851	2,01
SAP3 [275]					[63]			
	0,962*** (0,013)	0,003	0,953	2,49	1,020*** (0,022)	0,369	0,968	2,39
	0,991*** (0,014)	0,540	0,953	2,58	0,950*** (0,027)	0,063	0,968	2,49

***, **, * signifikant auf 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests)

In Anlehnung an das empirische Modell von *Froot/Dabora* (1999) wird der Einfluss der Noise-Schocks auf die Rendite der Long-Short-Portfolios wie folgt spezifiziert:

$$(4) \quad R_t - r_t = \alpha + \phi Lag_{R-r} + \beta R_{DAX,t} + \varepsilon_t,$$

mit $R_t - r_t$ als Portfoliorendite (Totalreturn) gebildet aus der im DAX enthaltenen Aktiengattung (Long) und der Nicht-Indexgattung (Short). $R_{DAX,t}$ bezeichnet die stetige Rendite des DAX-Performanceindex.¹⁸ Die Lag-Variable kontrolliert für Autokorrelation 1. Ordnung in den Portfoliorenditen eines Unternehmens (vgl. Tabelle 2). Die Nullhypothese eines friktionslosen effizienten Marktes impliziert, dass der Wert des Koeffizienten für R_{DAX} gleich Null ist. Gemäß sentimentbasiertem Erklärungsansatz nach *Barberis* u.a. (2005) folgt aus korreliertem, nach Kategorien (Habitate) ausgerichtetem Handeln irrationaler Investoren, dass die Rendite des Long-Short-Portfolios positiv von der Indexrendite abhängt. Die jeweilige Indexgattung unterliegt im Vergleich zur Nicht-Indexgattung systematischen Noise-Schocks, was Excess-Comovement erzeugt. Dieser Gleichlauf ist nicht fundamentalbasiert, sondern resultiert aus einem Gleichlauf im Noise Trader Sentiment.

Ergebnisse zu den Zeitreihenregressionen sind in Tabelle 4 zusammengetragen. Excess-Comovement ist unabhängig von gewählter Renditefrequenz fast durchgängig zu beobachten. Schätzwerte erweisen sich auch ökonomisch als bedeutend. Auf Wochenbasis impliziert ein Anstieg des DAX um eine Standardabweichung (~ 3 %) einen Anstieg der Rendite des Long-Short-Portfolios um 20–50 Basispunkte. Der signifikant negative Koeffizient für die Lag-Variable ist ebenfalls konsistent mit dokumentierter Autokorrelation der Portfoliorenditen und deutet auf heterogene Raten der Informationsdiffusion in den Gattungen hin. Allerdings erscheint die Sichtweise einer verzögerten Informationsverarbeitung auf Monatsbasis weniger plausibel. Vielmehr sprechen die Lag-Variablen für eine korrigierende Umkehr der Portfoliorenditen. Zusätzlich werden für Heteroskedastizität und Autokorrelation robuste Standardfehler nach *Newey/West* (1987) ermittelt. Dies bleibt ohne Einfluss auf die Ergebnisse, die insgesamt die Hypothese eines friktionslosen effizienten Marktes ablehnen und hervorheben, dass beobachtbare Stimmrechtsprämien

¹⁸ Um mögliche Verzerrungen auszuschließen, wird die Rendite des DAX-Performanceindex ebenfalls ex Indexaktie bestimmt. Dies bleibt ohne Einfluss auf dokumentierte Ergebnisse.

Tabelle 4
**Zeitreihenregressionen für Long-Short Portfoliorenditen
auf Wochen- und Monatsbasis**

Für jedes Unternehmen werden Schätzwerte der Regressionsgleichung (4) berichtet. Standardfehler in Klammern sind robust für Heteroskedastizität.

Jan 90–Dez 07 <i>i</i> [N]	wöchentlich			monatlich		
	<i>Lag</i>	<i>DAX</i>	\bar{R}^2	<i>Lag</i>	<i>DAX</i>	\bar{R}^2
BMW [938]	–0,299*** (0,053)	0,142*** (0,025)	0,132	[215] –0,043 (0,080)	0,078** (0,033)	0,024
VOW [820]	–0,255*** (0,037)	0,078*** (0,026)	0,089	[187] –0,219*** (0,074)	0,073*** (0,024)	0,077
MAN [628]	–0,343*** (0,044)	0,086** (0,035)	0,137	[143] –0,259*** (0,098)	0,116** (0,051)	0,102
RWE [388]	–0,333*** (0,047)	0,107*** (0,026)	0,145	[88] –0,364*** (0,105)	0,134*** (0,033)	0,250
FME [283]	–0,144* (0,077)	0,058 (0,051)	0,022	[64] –0,176 (0,166)	0,113 (0,073)	0,052
HEN3 [598]	–0,417*** (0,055)	0,064*** (0,022)	0,184	[136] –0,226** (0,092)	0,074** (0,031)	0,093
LHA [321]	–0,304*** (0,082)	0,167** (0,084)	0,103	[73] 0,023 (0,112)	0,188*** (0,056)	0,073
SAP3 [274]	–0,290*** (0,093)	–0,008 (0,028)	0,077	[62] –0,193*** (0,093)	0,077*** (0,037)	0,029

***, **, * signifikant auf 1%-, 5%-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests)

auch Reflexion kumulativer Effekte aus korreliertem Noise Trading sein können. Diese Sichtweise wird in der Literatur zu Dual-Class Shares bislang vernachlässigt.

4. Robustheit

Sollten im Zeitverlauf Marktphasen für Unternehmensübernahmen unterschiedlich stark ausfallen,¹⁹ könnten Stimmrechtsprämien systematisch beeinflusst werden. Für derartige Phasen wird mittels ableitbarer

¹⁹ Einen Überblick der Entwicklung des Marktes für „Corporate Control“ am deutschen Kapitalmarkt bietet Nowak (2001).

Stimmrechtsprämie am deutschen Aktienmarkt kontrolliert. Hierzu wird für alle CDAX-Unternehmen mit Stamm- und Vorzugsaktien die relative Kursdifferenz ermittelt und die Stimmrechtsprämie als gleichgewichteter Durchschnitt bestimmt.²⁰ Um den Einfluss eines Marktes für Unternehmensübernahmen auf die jeweilige Long-Short-Rendite zu berücksichtigen, wird das Regressionsmodell um die Komponente ΔPrem erweitert, welche die prozentuale Änderung der Stimmrechtsprämie ex jeweiliger DAX-Beobachtung bemisst. Es kann vereinzelt ein positiver Zusammenhang zwischen am Markt beobachtbarer Stimmrechtsprämie und den Portfoliorenditen gefunden werden. Allerdings wird die dokumentierte Volatilität der Long-Short-Renditen nicht durch Phasen eines Marktes für Unternehmensübernahmen erklärt. Das adjustierte R^2 der einzelnen Regressionen bleibt nahezu unverändert. Gleichermaßen gilt für die Ergebnisse zum Excess-Comovement, die unabhängig von gewählter Spezifikation Bestand haben. Dargestelltes Comovement erweist sich auch in einer um einen Liquiditäts-Proxy erweiterten Spezifikation als robust. Hierzu wird auf Wochen- bzw. Monatsbasis die logarithmierte Differenz des Turnovers der Aktiengattungen bestimmt. Allerdings ist aufgrund eingeschränkter Datenverfügbarkeit der Schätzzeitraum stark reduziert. Die Ergebnisse sind möglicherweise wenig aussagekräftig, zumal eine effektive Kontrolle für Liquiditätseffekte in zugrunde liegenden, individuellen Zeitreihenregressionen schwer umsetzbar ist.

Festzuhalten bleibt, dass konsistent mit der Kategorie-Sichtweise nach *Barberis* u. a. (2005) durchgeführte Zeitreihenregressionen nachhaltig einen Gleichlauf zwischen Long-Short-Renditen der Aktiengattungen und dem Marktindex sowohl auf Wochen- als auch auf Monatsbasis bestätigen können. Verwendete Zeitreihen (Renditen) sind durchweg stationär, weshalb Scheinkorrelationen auszuschließen sind. Eine zusätzliche Betrachtung der Niveauvariablen (Preise) ermöglicht es, Aussagen über die Persistenz der Preisdifferenzen von Stamm- und Vorzugsaktien zu treffen. Zu diesem Zweck werden Kursdifferenzen der Unternehmensbeobachtungen im Hinblick auf Stationarität und mögliche Kointegration mit dem Marktindex ausgewertet. In Anlehnung an *Froot/Dabora* (1999) wird die Hypothese einer Einheitswurzel in Kursdifferenzen der Aktiengattungen gemäß erweitertem Dickey-Fuller-Test auf Wochen- und Monatsbasis geprüft. Für die überwiegende Zahl der Unternehmen kann die Hypothese einer Einheitswurzel in Kursdifferenzen nicht abgelehnt wer-

²⁰ Die jährliche Zusammensetzung des CDAX entstammt der *Karlsruher Kapitalmarktdatenbank* (KKMDB).

den. Ablehnung findet sich speziell für die mit Vorzugsaktien im Index notierten Beobachtungen, die eine deutlich stärkere Korrektur der Kursdifferenzen erkennen lassen. Insgesamt sind Kursunterschiede zwischen Index- und Nicht-Indexgattung aber als beständig anzusehen. Wie zu erwarten ist für den jeweiligen Zeitraum der Unternehmensbeobachtungen der DAX-Performanceindex ebenfalls nicht stationär. Ein langfristiger Zusammenhang zwischen den Zeitreihen der Kursdifferenzen und des Marktindex bestätigt sich allerdings nicht. Kursunterschiede zwischen Index- und Nicht-Indexgattung wachsen auf lange Sicht somit nicht mit dem Markt. Übertragen auf das vorgestellte Modell deuten die Ergebnisse auf eine Umkehr korrelierter Noise-Schocks im Zeitverlauf. Dies könnte auch die in den Zeitreihenregressionen für Monatsrenditen dokumentierten negativen Werte der Lag-Variablen erklären.

In Anlehnung an *Scruggs* (2007) wird die von *Froot/Dabora* (1999) vorgeschlagene Regressionsgleichung (4) zusätzlich erweitert und Fehlerterme als bedingt heteroskedastisch modelliert. Im Speziellen wird angenommen, dass die bedingte Varianz einem GARCH(1,1)-Prozess folgt. Neben der adäquateren Modellierung der zeitlichen Variabilität der Varianz in den Zeitreihen (ARCH-Effekte können mittels LM-Test nach *Engle* (1982) nachgewiesen werden) ermöglicht die modifizierte Spezifikation es, bedingte Volatilitäten im Zeitverlauf abzubilden, was wiederum Auskunft über eine mögliche Variabilität des Noise-Trader-Risikos gibt.²¹ Da sich Volatilitätsschätzungen für höhere Renditefrequenzen verbessern, beschränkt sich die Schätzung des Modells ausschließlich auf Wochenrenditen.

Die Schätzergebnisse (nicht berichtet) können Excess-Comovement unverändert bestätigen und sind in ihrer Größenordnung mit den Resultaten aus Tabelle 4 vergleichbar. Gleiches gilt für die Lag-Variable, deren Koeffizient für alle Beobachtungen signifikant negativ ist. Werte der GARCH(1,1)-Parameter fallen in ihrer Höhe für alle Unternehmen ähnlich aus und zeigen an, dass Prozesse der bedingten Varianz höchst persistent sind. Die bedingte Volatilität (σ_t) der wöchentlichen Long-Short-Portfoliorenditen ist in Abbildung 1 geplottet und lässt im Zeitverlauf eine erhebliche Schwankungsbreite erkennen.²² Werte rangieren zwi-

²¹ Ein unterschiedlich starkes Aufkommen von Noise Trading kann durch ein im Zeitverlauf schwankendes Investorsentiment bedingt sein, vgl. *Baker/Wurgler* (2006).

²² Um möglichst große Zeitreihen-Überschneidungen zu erreichen, werden Ergebnisse für alle DAX-Unternehmen geplottet, deren Gattungen weiterhin handelbar sind.

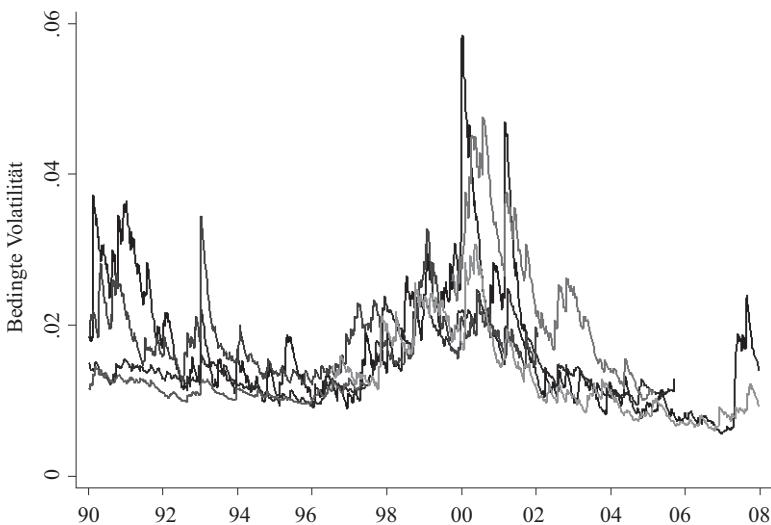


Abbildung 1: Bedingte Volatilität (σ_t) der wöchentlichen Long-Short-Portfoliorenditen. Zeitreihen-Plots entstammen gefitteten Werten eines GARCH(1,1)-Prozesses

schen 0,6% und 5,8% pro Woche. Hervorstechend ist eine gemeinsame Komponente, welche sich auch in den Korrelationswerten der geschätzten bedingten Varianzen bestätigt (diese betragen im Durchschnitt 0,63). Weiterhin ist ein Anstieg des Risikos ab 1997 deutlich zu erkennen mit Peak im Jahr 2000 und anschließendem Rückgang. Die Periode hoher Ausschläge fällt dabei mit der Hochphase der Internet- bzw. Technologie-Blase zusammen (1997 wird der Neue Markt eingeführt und ein Jahr zuvor der IPO der Deutschen Telekom platziert). Historisch betrachtet bezeichnet *Shiller* (2005) diese Phase als das bislang bedeutendste Beispiel für einen spekulativen Anstieg der Märkte.²³ Einen Meilenstein markiert darüber hinaus die Akquisition Mannesmanns durch Vodafone im Frühjahr 2000 als erste erfolgreiche feindliche Übernahme eines deutschen Unternehmens. Die am Markt beobachtbare Stimmrechtsprämie erfährt im genannten Zeitraum ebenfalls einen Zuwachs. Eine Kontrolle für einen systematischen Übernahmemarkt mittels am Markt beobachtbarer Stimmrechtsprämie wird in den als GARCH(1,1)-Prozess modellierten Regressionen zusätzlich implementiert. Der dargestellte Zusammenhang bedingter Volatilitäten bleibt unverändert bestehen. Interessanter-

²³ Vgl. *Shiller* (2005), S. 2 f.

weise verzeichnet die Volatilität des DAX in den Jahren 1998 bis 2003 gleichermaßen starke Ausschläge. Intensiviertes Noise Trading in den Indexwerten schlägt sich möglicherweise in den Renditen der Long-Short-Portfolios gebildet aus Index- und Nicht-Indexgattung nieder.

Es ist hervorzuheben, dass die bedingte Volatilität in Abbildung 1 idiosynkratisches Noise-Trader-Risiko darstellt. Annahmegemäß wird fundamentales Risiko gehedgt und die Restgröße in den Renditen der Long-Short-Portfolios einer systematischen und idiosynkratischen Noise-Komponente zugeschrieben. Vorgenommene Zeitreihenregressionen kontrollieren mittels Indexvariable für systematische Noise-Effekte. Im Residualterm spiegelt sich folglich firmenspezifisches Noise wider. Dass die bedingte Volatilität der idiosynkratischen Komponente der Portfoliorenditen im Zeitverlauf derart schwankt und sogar Gemeinsamkeiten zwischen den Unternehmen erkennen lässt, ist umso beachtlicher. Zwar blenden die Regressionsrechnungen realiter anzutreffende Handelskosten in Form von Transaktions- und Finanzierungskosten aus. Dokumentierte Ergebnisse auf das Ausmaß Arbitrage limitierender Handelskosten zurückzuführen, kann für zugrunde liegende Beobachtungen jedoch bezweifelt werden. Speziell durch den gewählten Fokus auf DAX-Unternehmen wird ein potenzieller Kostenfaktor gering gehalten, zumal Leerverkäufe in Indexgattungen (diese sind in betrachteten Zeiträumen relativ überbewertet) weniger kostenintensiv und tatsächlich umsetzbar sind. Das Noise-Trader-Risiko im Sinne von *De Long* u.a. (1990) scheint eher eine wesentliche Arbitragelimitation darzustellen. Diese schafft Raum für Noise Trading („Create-Space-Effekt“), das sich wiederum gemäß sentimentbasierter Sichtweise (*Barberis* u.a. (2005)) in den Renditen der Hedgeportfolios aus Stamm- und Vorzugsaktie bzw. Index- und Nicht-Indexgattung auswirkt.

IV. Zusammenfassung

Die vorgestellte Untersuchung liefert neue Evidenz für das Vorliegen und die Bedeutung von Noise Trading im Asset Pricing. Für eine Gruppe der größten deutschen Unternehmen mit dualer Aktionärsstruktur wird gezeigt, dass Long-Short-Portfoliorenditen gebildet aus Index- und Nicht-Indexgattung von relativen Änderungen im Noise Trader Sentiment abhängen. Die im Index notierte Aktiengattung fällt gemäß *Barberis* u.a. (2005) in eine von Noise Tradern präferierte Kategorie und ist verstärkt Noise-Schocks ausgesetzt. Aufgrund von Arbitragelimitationen

kann für Long-Short-Portfoliorenditen Excess-Comovement mit dem Markt beobachtet werden. Es wird deutlich, dass korreliertes Handeln irrationaler Investoren in DAX-Titeln relatives Mispricing zwischen Stamm- und Vorzugsaktien induziert. Zwar fallen Kursunterschiede zwischen den Aktiengattungen eines Unternehmens persistent aus, ein langfristiger Zusammenhang mit dem Marktindex ist jedoch nicht erkennbar. Dies spricht für im Zeitverlauf umkehrende Noise-Schocks.

Unter der Annahme, dass Stamm- und Vorzugsaktien fundamental identisch sind, kann in Anlehnung an *Scruggs* (2007) das Ausmaß eines Noise-Trader-Risikos (vor Transaktionskosten) abgeschätzt werden. In einfachen Regressionen der Indexgattungsrenditen auf die Renditen der Nicht-Indexgattung (vice versa) werden rund 80 % der Variation in Wochenrenditen fundamental erklärt. Ob die Bandbreite der unerklärten Variation allein Marktfriktionen in Form von Handelskosten geschuldet ist, ist fraglich. Das Noise-Trader-Risiko ist darüber hinaus im Zeitverlauf erheblichen Schwankungen ausgesetzt. In einer als GARCH(1,1)-Prozess modellierten Spezifikation können für die bedingte Volatilität der Long-Short-Portfoliorenditen Werte zwischen 0,6 % und 5,8 % pro Woche beobachtet werden. Die Schwankungsbreite bleibt auch bei vorgenommener Kontrolle für einen Übernahmemarkt bestehen und gipfelt im Jahr 2000 in der Hochphase der Hightech-Blase.

Literatur

- Amihud*, Yakov/*Mendelson*, Haim (1986): Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17:223–249. – *Amihud*, Yakov/*Mendelson*, Haim (1989): The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns. *Journal of Finance*, 44:479–486. – *Baker*, Malcolm/*Wurgler*, Jeffrey (2006): Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61:1645–1680. – *Barberis*, Nicholas/*Shleifer*, Andrei (2003): Style investing. *Journal of Financial Economics*, 68:161–199. – *Barberis*, Nicholas/*Shleifer*, Andrei/*Wurgler*, Jeffrey (2005): Comovement. *Journal of Financial Economics*, 75:283–317. – *Black*, Fischer (1986): Noise. *Journal of Finance*, 41:529–543. – *Bollerslev*, Tim (1986): Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31:307–327. – *Constantinides*, George M. (1986): Capital market equilibrium with transaction costs. *Journal of Political Economy*, 94:842–862. – *Daske*, Stefan/*Erhardt*, Olaf (2002): Kursunterschiede und Renditen deutscher Stamm- und Vorzugsaktien. *Financial Markets and Portfolio Management*, 16:179–207. – *De Long*, J. Bradford/*Shleifer*, Andrei/*Summers*, Lawrence H./*Waldmann*, Robert J. (1990): Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*, 98:703–738. – *Dittmann*, Ingolf/*Ulbricht*, Niels (2008): Timing and wealth effects of german dual class stock unifications. *European Financial Management*,

14:163–196. – *Engle*, Robert F. (1982): Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50:987–1007. – *Fama*, Eugene F. (1965): The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38:34–105. – *Fama*, Eugene F. (1970): Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25:383–417. – *Fama*, Eugene F. (1990): Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance*, 45:1089–1108. – *Froot*, Kenneth A./*Dabora*, Emil M. (1999): How are stock prices affected by the location of trade? *Journal of Financial Economics*, 53(2):189–216. – *Harris*, Lawrence/*Gurel*, Eitan (1986): Price and volume effects associated with changes in the S&P 500 list: New evidence for the existence of price pressures. *Journal of Finance*, 41:815–829. – *Heaton*, John/*Lucas*, Deborah J. (1996): Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing. *Journal of Political Economy*, 104:443–487. – *Jaron*, Martin (2008): Gleichlauf-Effekte nach Indexumstellungen. Discussion Paper 2008-12, Munich School of Management. – *Jegadeesh*, Narasimhan/*Titman*, Sheridan (1993): Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48:65–91. – *Lakonishok*, Josef/*Shleifer*, Andrei/*Vishny*, Robert W. (1994): Contrarian investment, extrapolation, and risk. *Journal of Finance*, 49:1541–1578. – *Lee*, Charles M. C./*Shleifer*, Andrei/*Thaler*, Richard H. (1991): Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *Journal of Finance*, 46:75–109. – *Miller*, Merton H./*Modigliani*, Franco (1961): Dividend policy, growth and the valuation of shares. *Journal of Business*, 34:411–433. – *Mitchell*, Mark/*Pulvino*, Todd/*Stafford*, Erik (2002): Limited arbitrage in equity markets. *Journal of Finance*, 57:551–584. – *Nenova*, Tatiana (2003): The value of corporate voting rights and control: A cross-country analysis. *Journal of Financial Economics*, 68:325–351. – *Newey*, Whitney K./*West*, Kenneth D. (1987): A simple, positive semidefinite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55:703–708. – *Nowak*, Eric (2001): Recent developments in german capital markets and corporate governance. *Journal of Applied Corporate Finance*, 14(3):35–48. – *Pirinsky*, Christo/*Wang*, Qinghai (2006): Does corporate headquarters location matter for stock returns? *Journal of Finance*, 61:1991–2015. – *Roll*, Richard (1984): A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *Journal of Finance*, 39:1127–1139. – *Roll*, Richard (1988): R^2 . *Journal of Finance*, 43:541–566. – *Rydqvist*, Kristian (1996): Takeover bids and the relative prices of shares that differ in their voting rights. *Journal of Banking and Finance*, 20:1407–1425. – *Schultz*, Paul/*Shive*, Sophie (2009): Mispricing of dual-class shares: Profit opportunities, arbitrage, and trading. EFA 2009 Bergen Meetings Paper. SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1338885>. – *Scruggs*, John T. (2007): Noise trader risk: Evidence from the siamese twins. *Journal of Financial Markets*, 10:76–105. – *Shiller*, Robert J. (1981): Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends. *American Economic Review*, 71:421–436. – *Shiller*, Robert J. (2005): Irrational Exuberance. Princeton. – *Shleifer*, Andrei/*Vishny*, Robert W. (1997): The limits of arbitrage. *Journal of Finance*, 52:35–55. – *Vayanos*, Dimitri (1998): Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model. *Review of Financial Studies*, 11:1–58. – *Zingales*, Luigi (1994): The value of the voting right: A study of the Milan Stock Exchange experience. *Review of Financial Studies*, 7:125–148. – *Zingales*, Luigi (1995): What determines the value of corporate votes? *Quarterly Journal of Economics*, 110:1047–1073.

Zusammenfassung

Noise Trading in Stamm- und Vorzugsaktien

Für eine Gruppe von DAX-Unternehmen wird die Bedeutung von Noise Trading für Aktienrenditen von Stamm- und Vorzugsaktien untersucht. Dabei kann für Long-Short-Portfoliorenditen gebildet aus Index- und Nicht-Indexgattung Excess-Comovement mit dem Markt nachgewiesen werden. Unter der Annahme, dass zugrunde gelegte Aktiengattungen in Abwesenheit eines Kontrollwettbewerbs fundamental identisch sind, lassen sich in einem modellfreien Ansatz rund 80 % der Variation in Wochenrenditen fundamental erklären. Werte für die bedingte Volatilität der Long-Short-Portfoliorenditen rangieren zwischen 0,6 % und 5,8 % pro Woche. Es ist zu bezweifeln, dass das Ausmaß der Abweichungen allein Marktfrictionen geschuldet ist. (JEL G12, G14)

Summary

Noise Trading in Returns of Dual-Class Shares

The importance of noise trading is analysed for returns of a group of common and preferred stocks within the DAX. Returns of long-short portfolios comprising dual-class shares with one class listed in the index display excess co-movement with the market. Assuming that dual-class shares are fundamentally identical in the absence of a market for corporate control, it is possible to explain 80 % of weekly return variation between the two share classes. The conditional volatility of such long-short portfolio returns ranges from 0,6 % to 5,8 % per week. Noise trader risk rather than market friction seems to account for these results.