

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Fang, Jieyan; Ruenzi, Stefan

## Working Paper

# Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft

CFR working paper, No. 09-04

## Provided in cooperation with:

Universität zu Köln

Suggested citation: Fang, Jieyan; Ruenzi, Stefan (2009) : Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft, CFR working paper, No. 09-04, <http://hdl.handle.net/10419/41368>

### Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen> nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

### Terms of use:

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

**CFR-working paper NO. 09-04**

**rapid trading bei deutschen  
Aktienfonds:  
evidenz aus einer großen  
deutschen Fondsgesellschaft**

**J. Fang • S. Ruenzi**

**centre for financial research**  
Look deeper

# Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft\*

**Jieyan Fang**

Universität zu Köln

Centre for Financial Research (CFR) Cologne

**Stefan Ruenzi**

Universität zu Köln

Centre for Financial Research (CFR) Cologne

**Zusammenfassung:** Rapid Trading, d.h. der kurzfristige Kauf und Verkauf von Fondsanteilen durch Fondsinvestoren, steht im Widerspruch zur Fondskonzeption, wonach Fonds Instrumente zum langfristigen Vermögensaufbau darstellen, und kann zu negativen Auswirkungen auf die Performance führen. Wir verwenden Daten einer anonymen Fondsgesellschaft über Zuflüsse und Abflüsse und dokumentieren erstmals deutliche Hinweise auf Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds. Es scheint vor allem dadurch getrieben zu werden, dass manche Anleger Fonds als spekulative, lotterie-artige Investments nutzen. Wir finden jedoch allenfalls schwache Evidenz für eine negative Auswirkung des Rapid Trading auf die Fondsperformance vor dem Fondsskandal in den USA in 2003, und keinerlei Einfluss danach.

**Schlüsselwörter:** Investmentfonds; Rapid Trading; Fondsskandal

**JEL-Klassifikation:** G23

---

\* Jieyan Fang, Diplom-Kauffrau, Seminar für Finanzierungslehre und Centre for Financial Research (CFR) an der Universität zu Köln, Albertus-Magnus Platz, 50923 Köln. e-mail: fang@wiso.unikoeln.de. Dr. Stefan Ruenzi, Centre for Financial Research (CFR) an der Universität zu Köln. e-mail: ruenzi@wiso.uni-koeln.de. Wir danken einer anonymen großen deutschen Fondsgesellschaft für die zur Verfügung Stellung der in dieser Studie verwendeten Zu- und Abflußdaten und den Teilnehmern des CFR Forschungsseminars in Tannheim sowie Alexandra Niessen für hilfreiche Anmerkungen.

## 1 Einleitung

Im Jahr 2003 wurde die amerikanische Fondsindustrie, ausgelöst durch die vom New Yorker Generalstaatsanwalt Elliott Spitzer eingeleiteten Ermittlungen gegen mehrere Investmentfirmen, durch einen ihrer bislang schwersten Skandale erschüttert. Im Mittelpunkt des Interesses stand dabei neben dem explizit illegalen ‚Late Trading‘<sup>1</sup> das sogenannte ‚Rapid Trading‘. Unter Rapid Trading versteht man das kurzfristige Handeln mit Fondsanteilen durch Fondsanleger, wobei Kauf und Verkauf in der Regel nur wenige Tage auseinander liegen. Anleger versuchen durch Rapid Trading von kurzfristigen Marktbewegungen zu profitieren.<sup>2</sup> Rapid Trading steht somit im Widerspruch zur Grundidee der Fondskonzeption, wonach Fonds eine eher langfristig Anlagealternative zum Vermögensaufbau darstellen. Mit dieser Studie legen wir die erste Untersuchung des Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds vor.

Rapid Trading ist aus drei Gründen kritisch zu bewerten: (1) Die damit verbundene hohe Handelsaktivität führt zu einem hohen administrativen Aufwand für den Fonds, der von allen Anlegern getragen werden muss. (2) Der Fonds muss einen relativ hohen Kassenbestand aufrecht erhalten, um die Liquiditätsbedürfnisse der kurzfristig handelnden Anleger zu befriedigen. (3) Die ständigen Zuflüsse und Abflüsse von Mitteln machen es für den Fonds schwierig, eine langfristige Anlagepolitik umzusetzen. Somit kann Rapid Trading zu negativen externen Effekten in Form von Performanceeinbußen für langfristig orientierte Fondsanleger führen (vgl. Greene/Hodges 2002).<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Bei ‚Late Trading‘ erlaubt die Fondsgesellschaft bestimmten bevorzugten Fondsinvestoren, zu veralteten Kursen Fondsanteile zu handeln. Diese können somit Quasi-Arbitragestrategien durchführen. Dies geschieht auf Kosten der langfristig orientierten Fondsanleger (Zitzewitz 2006). Diese vorliegende Arbeit konzentriert sich dagegen auf das von Late Trading Praktiken zu unterscheidende Rapid Trading.

<sup>2</sup> Von Rapid Trading abzugrenzen ist die sogenannte Zeitzonearbitrage, die nur eine mögliche Form des Rapid Trading darstellt. Zeitzonearbitrage ist dann möglich, wenn die Preisfeststellung für den Fonds in Deutschland zeitlich nach dem Handelsschluss eines ausländischen Börsenplatzes liegt, in dessen Aktien der Fonds anlegt. Dann liegen dem Fondspreis, zu dem Fondsanleger an diesem Tag noch handeln können, nämlich Kurse zu Grunde, die kursrelevante Informationen, die nach dem ausländischen Börsenschluss bekannt geworden sind, noch nicht enthalten. Diese Kurse sind somit veraltet (sog. ‚stale prices‘) und es können basierend hierauf Quasi-Arbitragestrategien durch Handel in diesen Fondsanteilen betrieben werden. Werden beispielsweise nach dem Börsenschluss in Asien sehr gute kursrelevante Nachrichten bekannt, so können deutsche Fondsanleger, die Zeitzonearbitrage betreiben wollen, am selben Tag in Asienfonds investieren. Der Kauf wird dann zu Kursen abgerechnet, welche die guten neuen Nachrichten noch nicht widerspiegeln. Voraussichtlich werden die guten Informationen am folgenden Tag eingepreist und die Fondsanteile können dann zu einem höheren Preis wieder verkauft werden. Eine ausführliche Beschreibung der Funktionsweise der auch unter dem Begriff ‚Market Timing‘ bekannten Zeitzonearbitrage findet sich in Frankel/Cunningham 2006. Zeitzonearbitrage wird u.a. auch in Chalmers et al. 2001 und Greene/Hodges 2002 untersucht.

<sup>3</sup> Fondsgesellschaften sind sich dieser Problematik durchaus bewusst, wie die Regelungen in vielen Geschäftsbedingungen zeigen. So heißt es in den Allgemeinen Geschäftsbedingungen von Fidelity in Abschnitt 10h z.B. ‚Investmentprodukte sind generell als langfristige Anlagen gedacht und werden auch so verwaltet. Kurzfristige Anlage oder häufiges Handeln der Anteile wird nicht empfohlen, da es die Performance der Fonds durch Störung der Portfolio-Management-Strategien und durch Verursachung höherer Kosten beeinträchtigt.‘

Daher führte die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) in der Folge des Fondsskandals in den USA eine Umfrage unter den deutschen Investmentgesellschaften zum Late Trading und Rapid Trading durch. Viele Gesellschaften berichteten dabei von Unsicherheiten im Umgang mit Rapid Trading Praktiken (vgl. Jahresbericht der BaFin für das Jahr 2003, S. 214). Dies führte dazu, dass der Branchenverband der Investmentindustrie (BVI) die Wohlverhaltensrichtlinien für seine Mitglieder erweiterte, in denen nun gefordert wird, dass ‚Maßnahmen zu ergreifen (sind), um Anleger vor Nachteilen durch den kurzfristigen Kauf und Verkauf von Anteilen durch andere Anleger (...) zu schützen‘ (BVI Jahrbuch 2004, S. 30). Bislang liegt jedoch keine systematische Untersuchung über Rapid Trading in Deutschland vor. Unsere Arbeit schließt diese Lücke und liefert drei Hauptbeiträge: 1. Wir untersuchen, ob sich bei deutschen Aktienfonds Hinweise auf Rapid Trading finden. 2. Wir betrachten verschiedene mögliche Determinanten des Rapid Trading und analysieren erstmals verschiedene Erklärungsansätze für Rapid Trading. 3. Wir untersuchen die Konsequenzen von Rapid Trading für die Fondsperformance. Damit können wir auch prüfen, ob in Deutschland geeignete Maßnahmen ergriffen wurden, um die potentiell negativen Auswirkungen von Rapid Trading auf die Performance abzumildern oder zu verhindern.

Um zunächst zu untersuchen, ob es Hinweise auf Rapid Trading in Deutschland gibt, verwenden wir nicht öffentlich verfügbare monatliche Daten zu Mittelzuflüssen und Mittelabflüssen aller Aktien-Publikumsfonds einer großen deutschen Fondsgesellschaft für den Zeitraum Januar 1992 bis Dezember 2006. Wenn Fondsinvestoren Rapid Trading betreiben, so zeigt sich dies darin, dass bei den betroffenen Fonds hohe Zuflüsse und gleichzeitig hohe Abflüsse zu beobachten sind.<sup>4</sup> Unsere Ergebnisse zeigen deutliche Hinweise auf Rapid Trading. Wir finden einen sehr starken positiven Zusammenhang zwischen den Zuflüssen in einer Periode und den Abflüssen in der gleichen Periode. Das Handelsvolumen in Fonds ist wesentlich höher, als man bei alleiniger Betrachtung von Nettoflüssen (=Zuflüsse - Abflüsse) vermuten würde. Das Volumen der Zuflüsse und das Volumen der Abflüsse sind in den meisten Jahren unserer Stichprobe jeweils um ein Vielfaches höher als die Nettoflüsse.

---

<sup>4</sup> Streng genommen ist das gleichzeitige Auftreten hoher Zu- und Abflüsse nur eine notwendige Bedingung für das kurzfristige Handeln der Investoren eines Fonds. Es ist auch denkbar, dass bestimmte Fonds aus anderen Gründen gleichzeitig hohe Ab- und Zuflüsse aufweisen, während die jeweiligen Investoren grundsätzlich langfristig ausgerichtet sind. Unsere späteren Ergebnisse lassen diese Interpretation jedoch als wenig wahrscheinlich erscheinen. Daher folgen wir dem in der Literatur etablierten Vorgehen (vgl. z.B. O’Neal 2004, Cashman et al. 2007) und interpretieren das gleichzeitige Vorliegen hoher Zu- und Abflüsse als Anzeichen für Rapid Trading.

Im zweiten Schritt entwickeln wir einen empirischen Proxy für Rapid Trading und analysieren basierend darauf die Eigenschaften von Fonds, die besonders von Rapid Trading betroffen sind. Wir finden, dass unser Proxy für Rapid Trading im Dezember geringfügig niedriger und im Januar geringfügig höher als in den anderen Monaten ist. Die Unterschiede sind jedoch relativ klein und Rapid Trading ist über das gesamte Kalenderjahr stark ausgeprägt. Darüber hinaus können wir zeigen, dass Rapid Trading besonders bei Fonds mit niedrigen Ausgabeaufschlägen, kleinen Fonds, riskanten Fonds und international anlegenden Fonds stark ausgeprägt ist, nicht jedoch speziell bei in Asien anlegenden Fonds. Letztere wären geeignet, um sog. Zeitzonearbitrage zu betreiben. Dieses Resultat zeigt, dass Rapid Trading in unserer Stichprobe nicht durch Zeitzonearbitrage erklärt werden kann (vgl. Fußnote 2).

Vielmehr ergeben unsere Analysen insgesamt, dass Rapid Trading eher dadurch erklärt werden kann, dass bestimmte Fonds von Anlegern als spekulative, kurzfristige, lotterie-artige Investments angesehen werden. Sie werden in der Hoffnung auf schnelle Gewinne gekauft und ebenso rasch wieder abgestoßen. Da Aktienfonds in Deutschland zu einem großen Teil von Kleinanlegern gehalten werden, ist dieses Resultat konsistent mit neueren Ergebnissen von Kumar (2007) und Han/Kumar (2008). Diese Arbeiten zeigen, dass Kleinanleger verstärkt zu Aktieninvestments mit solchen lotterie-artigen Charakteristika neigen.

Im letzten Schritt untersuchen wir, ob von Rapid Trading tatsächlich negative externe Effekte in Form einer verminderten Fondsperformance auf langfristig orientierte Anleger ausgehen. Unsere Ergebnisse zeigen einen negativen aber nur sehr schwachen und methodisch nicht stabilen Einfluss von Rapid Trading auf die Performance für den Zeitraum vor dem publik werden des Fondsskandals in den USA im August 2003. Danach findet sich kein Einfluss mehr. Diese Ergebnisse legen nahe, dass die in der Folge des Skandals in den USA vom BVI erlassenen Wohlverhaltensrichtlinien gegriffen haben. Es scheinen (zumindest von der betrachteten Fondsgesellschaft) geeignete Maßnahmen ergriffen worden zu sein, um den potentiell negativen Auswirkungen von Rapid Trading vorzubeugen.

Unser Papier trägt zur breiten Literatur über Zuflussdeterminanten bei Aktienfonds bei, die sich bislang hauptsächlich auf den Zusammenhang zwischen vergangener Performance und Nettoflüssen konzentriert. Zentrale Studien zum amerikanischen Markt sind hierbei Ippolito (1992), Chevalier/Ellison (1997) und Sirri/Tufano (1998). Der Zusammenhang zwischen Performance und Zuflüssen bzw. Marktanteilen bei deutschen Aktienfonds wird in Krahen et al. (2006) und Ber et al. (2007) untersucht. Während zum amerikanischen Markt inzwischen auch einige Studien vorliegen, die Zuflüsse und Abflüsse getrennt betrachten (vgl.

z.B. Bergstresser/Poterba 2002, O’Neal 2004, Christoffersen et al. 2005, Cashman et al. 2007), gibt es hierzu zum deutschen Fondsmarkt bislang noch keine Evidenz. Explizit mit Rapid Trading im US-Fondsmarkt beschäftigt sich der mit unserer Studie verwandte Artikel von O’Neal (2004). Er findet Hinweise auf Rapid Trading bei den 200 größten US Aktienfonds für den Zeitraum 1994 bis 1998. Er führt jedoch keine systematische Untersuchung der Determinanten des Rapid Trading durch und betrachtet auch die möglichen Performancekonsequenzen von Rapid Trading nicht. Unsere Studie unterscheidet sich von dieser Arbeit außerdem darin, dass wir Rapid Trading erstmals für deutsche Aktienfonds und zudem mit einem wesentlich längeren Stichprobenzeitraum untersuchen. Ebenfalls verwandt mit unserem Papier ist die Arbeit von Edelen (1999). Der Schwerpunkt seiner Arbeit liegt jedoch nicht auf einer Untersuchung des Rapid Trading oder der Charakteristika von Fonds, bei denen hohes Rapid Trading vorliegt, sondern auf einer Analyse des Einflusses von Abfluss-induziertem Handeln auf die Performance amerikanischer Aktienfonds. Unser Papier trägt darüber hinaus auch zur Literatur zum Verhalten von Kleinanlegern bei, die sich jedoch bislang hauptsächlich auf das Verhalten von Aktieninvestoren konzentriert hat (vgl. z.B. Cohn et al. 1975, Odean 1998, Odean 1999, Barber/Odean 2000, Ivkovic et al. 2007, Han/Kumar 2008, Kumar/Goetzmann 2008, Dorn et al. 2008).

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut. Im folgenden *Abschnitt 2* stellen wir die verwendeten Daten vor. In *Abschnitt 3* präsentieren wir unsere Ergebnisse und *Abschnitt 4* schließt.

## **2 Daten**

Wir verwenden Daten über deutsche Aktienfonds vom ‚Bundesverband Investment und Asset Management e.V.‘ (BVI), aus den Hoppenstedt Fondsführern, sowie Daten, die uns von einer anonymen großen deutschen Fondsgesellschaft zur Verfügung gestellt wurden. Die von uns verwendeten Daten der anonymen Fondsgesellschaft beinhalten Angaben über monatliche Zuflüsse und Abflüsse für alle Aktienfonds dieser Gesellschaft für den Zeitraum Januar 1992 bis Dezember 2006. Zudem enthält dieser Datensatz Angaben über das Fondsvolumen, die Verwaltungsgebühren und die Netto-Renditen (d.h. Rendite nach Abzug von Verwaltungsgebühren). Die Ausgabeaufschläge werden aus den Daten des BVI berechnet. Die von uns betrachtete anonyme Fondsgesellschaft hat in unserem Stichprobenzeitraum keine Rücknahmegebühren für ihre Fonds erhoben. Basierend auf den Angaben in der Datenbank des BVI bestimmen wir auch die Zugehörigkeit der Fonds zu einem der vier Marktsegmente ‚Aktien National‘, ‚Aktien National Spezial‘, ‚Aktien International‘ und

„Aktien International Spezial“.<sup>5</sup> Die Verwaltungsgebühren erheben wir aus den Hoppenstedt Fondsführern. Deskriptive Statistiken über die Fonds der anonymen Fondsgesellschaft sind im Panel A der *Tabelle 1* zusammengefasst.

+++ Bitte *Tabelle 1* hier einfügen +++

Die Anzahl der Aktienfonds dieser Gesellschaft ist von 14 im Jahr 1992 auf 129 im Jahr 2006 gestiegen.<sup>6</sup> Im gleichen Zeitraum ist das durchschnittlich verwaltete Vermögen (FV) pro Fonds von 108,29 Mio. Euro auf 332,09 Mio. Euro angestiegen, während das mittlere Alter der Fonds von über 16 Jahren auf unter 11 Jahre gefallen ist. In diesen Zahlen spiegeln sich das rapide Wachstum der gesamten Branche und die große Anzahl neu gegründeter Fonds in diesem Zeitraum wider. Die Ausgabeaufschläge sind im Stichprobenzeitraum relativ konstant und liegen bei etwa 4%.<sup>7</sup> Die Verwaltungsgebühren sind von 0,52% in 1992 auf 1,37% in 2006 gestiegen. Die mittleren monatlichen Nettoflüsse *NF* (bezogen auf das Fondsvolumen) schwanken zwischen -1,65% und 3,33%. Betrachtet man die Zuflüsse (*ZF*) und Abflüsse (*AF*) jedoch getrennt, so zeigt sich, dass die Nettoflüsse keineswegs größtenteils nur von Käufen oder größtenteils nur von Verkäufen getrieben werden. So ergeben sich beispielsweise die mittleren monatlichen Nettoflüsse von 0,68% in 2006, dem letzten Jahr unserer Stichprobe, aus relativen Zuflüssen in Höhe von 8,15% und relativen Abflüssen in Höhe von 7,47% des Fondsvermögens. Ähnliche Zahlenrelationen finden sich auch für die anderen Jahre. Die Höhe der durchschnittlichen monatlichen relativen Zuflüsse und relativen Abflüsse sowie die Höhe der entsprechenden relativen Nettoflüsse über die Zeit ist in *Abbildung 1* dargestellt.

---

<sup>5</sup> Die Zusatz „Spezial“ steht dabei jeweils für Fonds, die einen speziellen Schwerpunkt haben, z.B. Fonds die sich auf bestimmte Industrien konzentrieren. Die in amerikanischen Studien oft verwendete Klassifizierung von Fonds entlang der Dimensionen Growth/Value und Large-Cap/Small-Cap ist in Deutschland erst in der jüngeren Vergangenheit gebräuchlich geworden und liegt für unseren Stichprobenzeitraum nicht vor.

<sup>6</sup> Für einige Fonds werden beginnend mit dem Jahr 2002 verschiedene Anteilklassen angeboten. Diese Anteilklassen sind als getrennte Einträge in unserer Datenbank enthalten. Den Anteilklassen eines Fonds liegt das selbe Portfolio zugrunde, sie unterscheiden sich jedoch in der Regel bezüglich der Gebührenstruktur. Da wir im Folgenden den Einfluss der verschiedenen Gebührenarten explizit untersuchen (*Abschnitt 3.2*), verwenden wir jede Anteilsklasse als separate Beobachtung und verzichten darauf, diese auf der Fondsebene zu aggregieren.

<sup>7</sup> Es ist zu beachten, dass die in den Daten enthaltenen Ausgabeaufschläge immer die maximal zu zahlenden Ausgabeaufschläge darstellen. Es ist möglich, dass manche Anleger niedrigere Gebühren bezahlen, wenn sie Fonds etwas über Discountbroker ordern oder wenn bei Vorlage gestaffelter Ausgabeaufschläge sehr große Beträge angelegt werden. Da wir nur Fonds einer Gesellschaft betrachten scheint der genannte Ausgabeaufschlag aber dennoch ein vernünftiger Proxy für die Unterschiede in den tatsächlich gezahlten Ausgabeaufschlägen zu sein. Somit gehen wir nicht davon aus, dass unsere folgenden Ergebnisse durch möglicherweise vorhandene Unterschiede zwischen tatsächlich gezahlten und maximalen Ausgabeaufschlägen verzerrt werden.

+++ Bitte *Abbildung 1* hier einfügen +++

Es zeigt sich auch hier deutlich, dass Anleger Fondsanteile wesentlich aktiver handeln, als man bei alleiniger Betrachtung von Nettoflüssen vermuten würde. Diese Zahlen deuten bereits deutlich auf das Vorliegen von Rapid Trading in Deutschland hin. Sie sind qualitativ mit den Resultaten zum US-Fondsmarkt vergleichbar, deuten jedoch auf ein wesentlich stärkeres Rapid Trading Ausmaß in Deutschland im Vergleich zu den USA hin. So zeigen z.B. Cashman et al. (2007), dass die durchschnittlichen monatlichen Nettoflüsse zwischen 1997 und 2003 2% betragen, während die durchschnittlichen Zuflüsse und Abflüsse mit 5,4% bzw. 3,4% wesentlich höher sind.

Um sicherzustellen, dass die Daten unserer Fondsgesellschaft repräsentativ für den deutschen Fondsmarkt sind, haben wir zusätzlich Daten von fünf weiteren großen Fondsgesellschaften erhoben. Diese Daten stammen ebenfalls vom BVI. Die erweiterte Stichprobe umfasst somit die Daten der sechs größten deutschen Fondsgesellschaften.<sup>8</sup> Das in den Aktienfonds dieser Gesellschaften verwaltete Vermögen deckt bis zu 88% des insgesamt in Deutschland in Aktienfonds verwalteten Vermögens ab. Die deskriptiven Statistiken für diese Vergleichsstichprobe sind im Panel B der *Tabelle 1* wiedergegeben.<sup>9</sup> Die Größenordnungen der einzelnen Variablen zeigen keine auffälligen Unterschiede zwischen den Daten der anonymen Fondsgesellschaft und den Daten der erweiterten Stichprobe. Wir können somit davon ausgehen, dass die uns vorliegenden Daten der anonymen großen Fondsgesellschaft repräsentativ für die Aktienfonds einer typischen großen deutschen Fondsgesellschaft sind.

### **3 Ergebnisse**

#### **3.1 Evidenz für Rapid Trading**

Rapid Trading liegt dann vor, wenn eine signifikante Anzahl an Investoren Fondsanteile kauft und sie kurzfristig, d.h. bspw. innerhalb des gleichen Monats, wieder verkauft. Unsere empirische Strategie basiert daher auf der in O'Neal (2004) und Cashman et al. (2007) vorgeschlagenen Idee, dass sich Rapid Trading durch einen ausgeprägten positiven Zusammenhang zwischen der Höhe der Zuflüsse in einem Monat und der Höhe der Abflüsse

---

<sup>8</sup> Es handelt sich dabei um Activest (seit Oktober 2006 Activest Pioneer), Cominvest/Adig, Deka, dit (seit Dezember 2006 mit dbi zu Allianz Global Investors verschmolzen), DWS, und Union Investment.

<sup>9</sup> Daten zu den Verwaltungsgebühren im Jahr 2006 für die erweiterte Stichprobe liegen uns nicht vor.

im gleichen Monat nachweisen lässt.<sup>10</sup> Betrachtet man nur Nettoflüsse, so lässt sich Rapid Trading demnach nicht nachweisen, da sich hohe Zu- und Abflüsse gegenseitig kompensieren würden. Liegt kein Rapid Trading vor, so würde man eigentlich intuitiv erwarten, dass hohe Zuflüsse mit niedrigen Abflüssen einhergehen und umgekehrt. Der Grund hierfür ist, dass man davon ausgehen kann, dass bestimmte Charakteristika eines Fonds, wie zum Beispiel eine gute vergangene Performance, zu hohen Zuflüssen und gleichzeitig niedrigen Abflüssen führen sollten. Sirri/Tufano (1998) merken an, dass die absolute Höhe von Flussgrößen zwischen Fonds mit unterschiedlicher Größe nicht direkt miteinander verglichen werden kann. Daher beziehen wir Zuflüsse und Abflüsse auf das verwaltete Vermögen des Fonds  $i$  am Ende des Vormonats  $m-1$ ,  $FV_{i,m-1}$ . Die Zuflüsse in einen Fonds  $i$  in Monat  $m$ ,  $ZF_{i,m}$ , und die Abflüsse aus einem Fonds  $i$  in Monat  $m$ ,  $AF_{i,m}$ , werden daher definiert als:

$$ZF_{i,m} = \frac{EuroZF_{i,m}}{FV_{i,m-1}} \quad \text{und} \quad AF_{i,m} = \frac{EuroAF_{i,m}}{FV_{i,m-1}},$$

wobei  $EuroZF_{i,m}$  ( $EuroAF_{i,m}$ ) die absoluten Zuflüsse (Abflüsse) in Euro bezeichnen. Da beide Flussgrößen als positive Größen definiert sind, ergeben sich die Nettoflüsse als Differenz aus Zuflüssen und Abflüssen, d.h.  $NF_{i,m} = ZF_{i,m} - AF_{i,m}$ . Unsere beiden Basismodelle zur Erklärung von Zuflüssen und Abflüssen lauten:

$$ZF_{i,m} = f(AF_{i,m}, \dots) \quad \text{und} \quad AF_{i,m} = g(ZF_{i,m}, \dots).$$

Hierbei werden die Zuflüsse,  $ZF_{i,m}$ , in einen Fonds (Abflüsse,  $AF_{i,m}$ , aus einem Fonds)  $i$  im Monat  $m$  als abhängige Variable erklärt durch die entsprechenden Abflüsse aus dem (Zuflüsse in den) gleichen Fonds im gleichen Monat. Ein signifikant positiver Zusammenhang ist ein Hinweis auf Rapid Trading. Die „...“ stehen für weitere erklärende Variablen und werden im Folgenden beschrieben.

Eine der wichtigsten Determinanten der Investitionsentscheidung von Fondsinvestoren ist die vergangene Fondsp performance (vgl. z.B. Capon et al. 1996). Die Literatur zu den

---

<sup>10</sup> Mit dieser Methode kann streng genommen nur eine notwendige Bedingung für das Vorliegen von Rapid Trading geprüft werden. Es ist nämlich auch denkbar, dass ein solcher Zusammenhang zwischen Zuflüssen und Abflüssen in einem Monat nicht durch das Rapid Trading bestimmter Investoren entsteht, sondern durch den Einfluss einer anderen Größe, die gleichzeitig zu hohen Zuflüssen bestimmter Investoren und hohen Abflüssen anderer Investoren führt. Da uns keine Daten auf Investorenebene vorliegen, können wir diese alternative Hypothese nicht weiter untersuchen. Allerdings lassen unsere Resultate in *Abschnitt 3.2* dies als unwahrscheinlich erscheinen.

Determinanten von Nettoflüssen zeigt, dass von der vergangenen Performance eines Fonds ein positiver Einfluss ausgeht, wobei die Fonds mit den besten Renditerängen in ihrem jeweiligen Segment besonders stark von zusätzlichen Zuflüssen profitieren, während sich die Nettoflüsse in mittlere und schlechte Fonds weniger deutlich unterscheiden.<sup>11</sup> Um einen nicht-linearen Einfluss der vergangenen Performance auf  $ZF_{i,m}$  beziehungsweise  $AF_{i,m}$  zu erfassen, schätzen wir eine stückweise lineare Regression. Diese von Sirri/Tufano (1998) vorgeschlagene Methode ermöglicht es, den Zusammenhang zwischen vergangener Performance und Zuflüssen beziehungsweise zwischen vergangener Performance und Abflüssen für unterschiedliche Performanceabschnitte als geschlossenen, stückweise linearen Streckenzug zu schätzen. Wir schätzen die Steigung dieses Zusammenhangs getrennt für das schlechteste, das mittlere, und das beste *Terzil* vergangener Performance. Performance definieren wir dabei als den relativen Rang der Rendite eines Fonds im Vorjahr im Vergleich zur Rendite aller anderen Fonds im gleichen Marktsegment im Vorjahr, d.h. in den vergangenen 12 Monaten bis einschließlich Monat  $m-1$ ,  $SegRang_{i,m-1}^{1J}$ , wobei der beste Fonds den Rang 1 und der schlechteste Fonds den Rang 0 zugewiesen bekommt.<sup>12</sup> Unsere empirischen Modelle für die Zuflüsse und Abflüsse lauten somit:

$$ZF_{i,m} = \alpha + \beta \cdot AF_{i,m} + \sum_{k=1}^3 \delta_k \cdot Terzil(k)_{i,m-1} + \gamma \cdot Y + \varepsilon_{i,m} \quad (1)$$

$$AF_{i,m} = \alpha + \beta \cdot ZF_{i,m} + \sum_{k=1}^3 \delta_k \cdot Terzil(k)_{i,m-1} + \gamma \cdot Y + \varepsilon_{i,m} \quad (2)$$

Wobei

$$Terzil(1)_{i,m} = \min(0,33; SegRang_{i,m-1}^{1J}),$$

$$Terzil(2)_{i,m} = \min(0,33; SegRang_{i,m-1}^{1J} - Terzil(1)_{i,m})$$

und

$$Terzil(3)_{i,m} = SegRang_{i,m-1}^{1J} - Terzil(1)_{i,m} - Terzil(2)_{i,m}.$$

Der Vektor Y enthält weitere Kontrollvariablen, die in *Tabelle 2* beschrieben werden.

+++ Bitte *Tabelle 2* hier einfügen +++

<sup>11</sup> Der positive Zusammenhang zwischen vergangener Performance und Zuflüssen wird u.a. von Ippolito (1992) gezeigt, während die Konvexität dieses Zusammenhangs detailliert in Sirri/Tufano (1998) dokumentiert wird.

<sup>12</sup> Verschiedene Studien haben gezeigt, dass Nettoflüsse am besten durch Ränge basierend auf Renditen erklärt werden können (vgl. z.B. Patel et al. 1994).

Diese Variablen werden auch in vergleichbaren Studien zu Nettoflüssen wie beispielsweise Sirri/Tufano (1998) als Kontrollvariablen verwendet. In diesen Studien werden üblicherweise die verzögerten Nettoflüsse als Kontrollvariable aufgenommen. Diese Größe ersetzen wir in unseren Regressionen durch die verzögerten Werte der entsprechenden abhängigen Variablen, d.h.  $ZF_{i,m-1}$  in Modell (1) und  $AF_{i,m-1}$  in Modell (2).<sup>13</sup> Die Schätzergebnisse für diese beiden Modelle präsentieren wir in *Tabelle 3*.

+++ Bitte *Tabelle 3* hier einfügen +++

Wir schätzen die Modelle zunächst getrennt als gepoolte OLS Regression mit zeitfixen Effekten (OLS, Spalten 1 und 6)<sup>14</sup> und zusätzlich mit auf der Fondsebene geclusterten robusten Standardfehlern (CRE, Spalten 2 und 7).<sup>15</sup> Da die Modelle die verzögerte endogene Variable als unabhängige Variable enthalten, liegt eine dynamische Panel-Struktur der Daten vor. Dies berücksichtigen wir, indem wir außerdem die Modelle mit panel-korrigierten Standardfehlern (PCSE, vgl. Beck/Katz 1995, Spalten 3 und 8) schätzen sowie den Arrelano/Bover-Bond/Blundell Schätzer anwenden (ABBB, Arellano/Bover 1995, Blundell/Bond 1998, Spalten 4 und 9).<sup>16</sup> Da die beiden Modelle jeweils die abhängige

---

<sup>13</sup> In einer alternativen, nicht explizit berichteten, Spezifikation nehmen wir zusätzlich in Modell (1) (Modell (2)) neben den Abflüssen  $AF_{i,m}$  (Zuflüsse  $ZF_{i,m}$ ) auch die verzögerten Abflüsse  $AF_{i,m-1}$  (Zuflüsse  $ZF_{i,m-1}$ ) als erklärende Variable mit auf. Dies ändert unsere Hauptergebnisse nicht. Außerdem ist der Einfluss der zusätzlichen Variablen ökonomisch sehr klein und statistisch nicht bzw. nur schwach signifikant. Zusätzlich haben wir in nicht explizit berichteten Tests auch, sofern verfügbar, die Ratings und Ratingänderungen (basierend auf Morningstar Ratings) der Fonds als erklärende Variablen mit aufgenommen. Dies ändert unsere Hauptergebnisse ebenfalls nicht. Wir berichten diese Ergebnisse nicht, da unsere Ratingdaten nicht survivorshipbias frei sind und daher die Ergebnisse zum Einfluss dieser Kontrollvariablen nur schwer zu interpretieren wären. Alle nicht explizit im Papier berichteten Ergebnisse sind auf Anforderung von den Autoren erhältlich.

<sup>14</sup> Die einzelnen Monatskonstanten werden aus Platzgründen in den Tabellen nicht explizit ausgewiesen.

<sup>15</sup> Wir haben alle Modelle auch mit robusten Standardfehlern ohne Cluster auf Fondsebene geschätzt. Die Ergebnisse (nicht explizit berichtet) sind sehr ähnlich.

<sup>16</sup> Wegen der langen Zeitreihe unserer Panel-Stichprobe war eine Schätzung der ABBB Methode basierend auf der maximalen Anzahl an Instrumenten nicht möglich. Daher verwenden wir in der Differenzgleichung nur 10 verzögerte endogene Niveauvariablen (beginnend bei  $t-3$ ) und in der Niveaugleichung eine verzögerte endogene Differenzvariable als Instrument. Alternativ zur ABBB Methode könnte auch der Arrelano-Bond (1991) Schätzer (sog. Difference GMM) zur Anwendung kommen. Dabei basieren die GMM Momente-Bedingungen nur auf den Differenzgleichungen und als Instrumente werden die verzögerten Niveauvariablen verwendet. Dieser Ansatz weist jedoch zwei Probleme auf: Zum einen verlieren wir durch den Differenz-Schätzer die reine Fonds-Querschnittsdimension der Daten und die Differenzierung kann die Signal-to-Noise Ratio vermindern (Griliches/Hausman, 1986). Zum anderen haben Alonso-Borrego/Arellano (1999) und Blundell/Bond (1997) gezeigt, dass verzögerte Niveauvariablen nur schwache Instrumente sind, wenn die Variablen persistent sind. Der Differenzschätzer weist bei begrenzten Stichproben einen großen Bias auf und hat eine geringe Präzision. Als Alternative wird daher der von uns verwendete Arrelano/Bover-Blundell/Bond Schätzer (sog. System GMM) vorgeschlagen. Dabei basieren die GMM Momente-Bedingungen auf Differenz- und Niveaugleichungen, wobei die verzögerten Niveauvariablen als Instrumente für die Differenzgleichung und die verzögerten Differenzvariablen als Instrumente für die Niveaugleichung dienen. Damit kann das Problem der schwachen Instrumente umgangen werden. Es sollte jedoch angemerkt werden, dass auch die ABBB Schätzmethode in

Variable des anderen Modells als unabhängige Variable enthalten, schätzen wir die beiden Gleichungen schließlich auch simultan als ein System (Spalten 5 und 10).

Unabhängig von der gewählten Methode zeigen unsere Resultate eine starke Abhängigkeit der Zuflüsse von den Abflüssen (Spalten 1 bis 5) und umgekehrt (Spalten 6 bis 10). Der Schätzwert für den Einfluss der Abflüsse auf die Zuflüsse in Modell (1) ist immer positiv und statistisch signifikant auf dem 1% Niveau. Ein entsprechender Effekt zeigt sich für den Einfluss der Zuflüsse auf die Abflüsse in Modell (2). Die Effekte sind auch ökonomisch bedeutsam. So beträgt der Schätzwert für den Einfluss der Zuflüsse auf die Abflüsse zum Beispiel zwischen 0,31 und 0,49. Dies besagt, dass ein Fonds der in einem Monat beispielsweise zusätzliche Zuflüsse in Höhe von 10% seines Volumens generiert im gleichen Monat, *ceteris paribus*, auch zusätzliche Abflüsse in Höhe von 3,1% bis 4,9% seines Volumens erleidet. Eine sogar etwas stärker ausgeprägte Beziehung findet sich für den Einfluss der Abflüsse auf die Zuflüsse. Insgesamt spricht der stark ausgeprägte Zusammenhang zwischen Zuflüssen und Abflüssen nach O’Neal (2004) und Cashman et al. (2007) deutlich für das Vorliegen von Rapid Trading.

### 3.2 Determinanten des Rapid Trading

Zur Untersuchung der Determinanten des Rapid Trading entwickeln wir zunächst zwei fondsindividuelle Proxies für Rapid Trading (*Abschnitt 3.2.1*). Wir untersuchen dann, ob Rapid Trading besonders stark in bestimmten Kalendermonaten ausgeprägt ist (*Abschnitt 3.2.2*) und welche Charakteristika Fonds aufweisen, die besonders von Rapid Trading betroffen sind (*Abschnitt 3.2.3*). Mit diesen Untersuchungen können wir alternative Erklärungen für Rapid Trading näher analysieren.

#### 3.2.1 Proxies für Rapid Trading

Wir entwickeln zwei fondsindividuelle Proxies für Rapid Trading,  $RT1_{i,m}$  und  $RT2_{i,m}$ . Der erste Proxy ist definiert als die Summe aus Zuflüssen und Abflüssen in einem Monat dividiert durch das verwaltete Vermögen des Fonds am Ende des Vormonats:

---

unserem Kontext nicht perfekt ist, da sie zwar die dynamische Panel-Struktur berücksichtigt, eigentlich aber für Panel-Stichproben mit großem Querschnitt und kurzer Zeitreihe entwickelt wurde. Daher könnten die Effizienzgewinne der ABBB Methode durch die große Anzahl an benötigten Instrumenten zunichte gemacht werden. Obwohl also keine der genannten Schätzmethode perfekt ist, können wir von stabilen Ergebnissen ausgehen, wenn alle der Methoden zu ähnlichen Ergebnissen führen.

$$RT1_{i,m} = \frac{EuroZF_{i,m} + EuroAF_{i,m}}{FV_{i,m-1}} = ZF_{i,m} + AF_{i,m}. \quad (3)$$

Dieser Proxy erfasst somit das gesamte absolute Handelsvolumen der Fondsanleger bezogen auf das Fondsvermögen, ohne dass sich Zu- und Abflüsse gegenseitig aufheben können.

Eine mögliche Kritik an diesem Maß ist, dass  $RT1_{i,m}$  auch dann große Wert annehmen kann, wenn entweder nur  $ZF_{i,m}$  oder nur  $AF_{i,m}$  groß ist, nicht aber beide gleichzeitig. Die Ergebnisse aus *Abbildung 1* sowie *Abschnitt 3.1* lassen diesen Fall zwar als relativ unwahrscheinlich erscheinen. Um dieser Möglichkeit aber dennoch Rechnung zu tragen, definieren wir als Alternative einen zweiten Proxy für Rapid Trading als das Minimum aus Zuflüssen und Abflüssen:

$$RT2_{i,m} = \frac{\min(EuroZF_{i,m}, EuroAF_{i,m})}{FV_{i,m-1}} = \min(ZF_{i,m}, AF_{i,m}). \quad (4)$$

Der durchschnittliche Wert über alle Fonds beträgt 14,20% für  $RT1_{i,m}$  und 4,7% für  $RT2_{i,m}$ . Die beiden Proxies sind mit 0.91 korreliert.<sup>17</sup>

### 3.2.2 Rapid Trading über das Kalenderjahr

Wir wollen zunächst prüfen, ob unsere Proxies für Rapid Trading auffällige zeitliche Muster innerhalb des Kalenderjahres aufweisen. Hierzu berechnen wir für jeden Monat den Mittelwert über unsere Proxies  $\overline{RT1}_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RT1_{i,m}$  und  $\overline{RT2}_m = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RT2_{i,m}$  über alle  $n$  Fonds in unserer Stichprobe. Wir berechnen dann den Mittelwert aller  $\overline{RT1}_m$  und  $\overline{RT2}_m$  über alle Januar-Werte, Februar-Werte usw. Die Ergebnisse sind in *Tabelle 4* enthalten.

+++ Bitte *Tabelle 4* hier einfügen +++

Die Werte weisen über die Monate eine ähnliche Größenordnung auf. Der Wert für  $\overline{RT1}_m$  ( $\overline{RT2}_m$ ) schwankt zwischen 0,11 (0,03) im Dezember und 0,15 (0,05) im Januar. Der

---

<sup>17</sup> Ein direktes Maß für Rapid Trading ist auch die Korrelation zwischen den Zuflüssen und den Abflüssen eines Fonds über die Zeit (oder alternativ der Schätzwert für  $\beta$  aus dem Modell (1) bzw. (2)). Da zur Bestimmung dieses Proxies jedoch ein gewisser Mindestzeitraum nötig ist, verwenden wir ihn nicht in unserer Regressionsanalyse, da wir ansonsten zu viele Beobachtungen ausschließen müssten. Zudem könnte es zu verzerrten Ergebnissen aufgrund eines möglichen Survivorship Bias kommen. Wird die Korrelation zwischen Zuflüssen und Abflüssen z.B. auf Jahresebene berechnet, so ist deren Korrelation mit dem durchschnittlichen Wert für  $RT1_{i,m}$  ( $RT2_{i,m}$ ) im entsprechenden Jahr 0,54 (0,62) und ist signifikant auf dem 1%-Niveau.

Großteil des Rapid Trading kann also nicht dadurch erklärt werden, dass in einem oder wenigen Monaten besonders viel und in anderen Monaten sehr wenig in Fondsanteilen gehandelt wird. Um zu prüfen, ob es dennoch ein erkennbares zeitliches Muster gibt, subtrahieren wir vor der Mittelwertbildung über die Jahre von  $\overline{RT1}_m$  beziehungsweise  $\overline{RT2}_m$  jeweils den Mittelwert des jeweiligen Proxies in dem entsprechenden Jahr.<sup>18</sup> Im letzten Schritt berechnen wir dann wiederum den Mittelwert über alle Werte für Januar bis Dezember über die Jahre in unserer Stichprobe. Wir erhalten somit das durchschnittliche abnormale (im Vergleich zum jeweiligen Jahresdurchschnitt) Rapid Trading in einem bestimmten Kalendermonat. Die entsprechenden Werte sind in den Panels A und B der *Abbildung 2* dargestellt.

+++ Bitte *Abbildung 2* hier einfügen +++

Hier zeigt sich ebenfalls, dass unsere Proxies für Rapid Trading im Januar höher sind, als in den restlichen Monaten. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass Anleger im Januar die Anlagestrategie für das neue Jahr bestimmen und entsprechend umsetzen. Der erhöhte Wert im Januar ist also vermutlich nicht direkt auf Rapid Trading (d.h. auf das rasche Kaufen und Verkaufen der gleichen Anleger) zurückzuführen, sondern darauf, dass bestimmte Anleger im Rahmen der Umsetzung ihrer Anlagestrategie manche Fonds stark verkaufen, während andere Anleger diese Fonds kaufen. Der niedrige Wert im Dezember hängt dagegen möglicherweise mit den Weihnachtsfeiertagen zusammen. Diese Effekte werden wir in den folgenden Untersuchungen dadurch berücksichtigen, dass wir unsere Erklärungsmodelle für Rapid Trading mit zeitfixen Effekten schätzen. Damit wird für jeden Monat eine einzelne Konstante mitgeschätzt, wodurch sowohl für Unterschiede im Rapid Trading zwischen den Kalendermonaten als auch über die Jahre korrigiert wird.

### 3.2.3 Determinanten des Rapid Trading und Erklärungsansätze

Um einen ersten Eindruck von den Charakteristika der Fonds zu bekommen, die in unterschiedlichem Ausmaß von Rapid Trading betroffen sind, teilen wir alle Fonds basierend auf  $RT1_{i,m}$  beziehungsweise  $RT2_{i,m}$  in zehn Dezile ein. Die durchschnittlichen Eigenschaften der Fonds aus jedem Dezil sind in *Tabelle 5* dargestellt.

---

<sup>18</sup> Wir subtrahieren den Mittelwert im entsprechenden Jahr anstatt des Mittelwerts über den gesamten Stichprobenzeitraum, um etwaige Unterschiede im Rapid Trading Niveau zwischen den Jahren (vgl. *Abbildung 1*) zu berücksichtigen.

+++ Bitte *Tabelle 5* hier einfügen +++

Dezil 1 enthält die Beobachtungen mit den niedrigsten und Dezil 10 die Beobachtungen mit den höchsten Werten für den jeweiligen Proxy. In Spalte 3 finden sich die durchschnittlichen Werte für  $RT1_{i,m}$  (Panel A) beziehungsweise  $RT2_{i,m}$  (Panel B) pro Dezil. Sie zeigen deutlich, dass die Proxies eine starke Querschnittsvariation aufweisen. Der Proxy  $RT1_{i,m}$  ( $RT2_{i,m}$ ) variiert dabei zwischen 1,48% (0,04%) im niedrigsten Dezil und 55,27% (21,74%) im höchsten Dezil. In Spalte 4 ist der jeweilige verzögerte durchschnittliche Wert für die Fonds im entsprechenden Dezil angegeben. Diese Werte zeigen, dass Rapid Trading sehr persistent ist. Das Muster der Werte ist sehr ähnlich wie in Spalte 3, d.h. bestimmte Fonds scheinen immer wieder durch hohe Werte für die Proxies gekennzeichnet zu sein, während andere Fonds konsistent niedrige Werte aufweisen. Die weiteren Ergebnisse aus *Tabelle 5* weisen darauf hin, dass insbesondere Fonds mit niedrigeren Ausgabeaufschlägen, Fonds mit höheren laufenden Gebühren und riskantere Fonds von Rapid Trading betroffen sind. Bezüglich vergangener Performance, Fondsgröße und Fondsalter zeigen sich keine systematischen oder nur kleinen Unterschiede. Schließlich finden wir, dass der Anteil international anlegender Fonds in Dezil 10 deutlich höher ist als in Dezil 1. Allerdings sind diese Ergebnisse nur univariater Natur. Sie erlauben uns daher zwar Aussagen über die durchschnittlichen Charakteristika von Fonds zu machen, bei denen ein unterschiedliches Ausmaß an Rapid Trading zu beobachten ist. Sie erlauben jedoch keine Rückschlüsse bezüglich möglicher Erklärungsansätze für Rapid Trading. Wir untersuchen die Determinanten des Rapid Trading daher nun mit Hilfe des folgenden multivariaten Modells:

$$\begin{aligned}
 RT_{i,m} = & \alpha + \beta_1 \cdot RT_{i,m-1} + \beta_2 \cdot AA_{i,m-1} + \beta_3 \cdot lfdGeb_{i,t-1} + \beta_4 \cdot SegRang_{i,m-1}^{1J} \\
 & + \beta_5 \cdot Std_{i,m-1}^{1J} + \beta_6 \cdot lnFV_{i,m-1} + \beta_7 \cdot lnAlter_{i,m-1} + \beta_8 \cdot D_{i,m}^{Int} + \varepsilon_{i,m},
 \end{aligned} \tag{5}$$

wobei  $RT_{i,m}$  für  $RT1_{i,m}$  oder  $RT2_{i,m}$  stehen kann.  $D_{i,m}^{Int}$  bezeichnet eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn der entsprechende Fonds  $i$  ein international anlegender Fonds ist, und 0 sonst. Die restlichen Variablen sind so definiert wie oben beschrieben (vgl. *Tabelle 2*). Die Schätzergebnisse mit zeitfixen Effekten für eine gepoolte OLS Regression ohne und mit

auf Fondsebene geclusterten robusten Standardfehlern, für PCSE, und mit der ABBB Methode geschätzt (wenn dies möglich ist)<sup>19</sup> präsentieren wir in *Tabelle 6*.

+++ Bitte *Tabelle 6* hier einfügen +++

Die Ergebnisse zeigen zunächst eine starke Persistenz des Rapid Trading über die Zeit. Der Schätzwert für den Einfluss der verzögerten Variablen  $RT1_{i,m-1}$  beträgt unabhängig von der Wahl des Proxies und der konkreten Schätzmethode etwa 0,7 und ist immer signifikant auf dem 1%-Niveau.

Die weiteren Ergebnisse erlauben es uns, die folgenden vier möglichen Erklärungen für unsere Resultate aus *Abschnitt 3.1* auf ihre Plausibilität hin zu überprüfen:

1. Unsere Proxies erfassen gar nicht Rapid Trading, sondern manche Fonds sind für Anleger einfach stärker ‚gedanklich verfügbar‘ und werden daher verstärkt gehandelt: Anleger, die einer Verfügbarkeits-Heuristik folgen, berücksichtigen bei ihren Entscheidungen insbesondere diejenigen Fonds, die ihnen noch frisch in Erinnerung, also gedanklich ‚verfügbar‘, sind (vgl. Shefrin 2000). Dies trifft insbesondere auf Fonds zu, die für Anleger gut sichtbar sind. Solche Fonds werden dann von Anlegern, die einer Verfügbarkeits-Heuristik folgen, häufiger gekauft als andere Fonds. Sie werden von ihnen aber auch häufiger verkauft, wenn eine Verkaufentscheidung getroffen werden muss (gegeben der Anleger hat den Fonds in seinem Portfolio). Sirri/Tufano (1998) argumentieren, dass insbesondere große Fonds und Fonds mit einer besonders guten vergangenen Performance für Anleger gut sichtbar und somit gedanklich verfügbar sind. Wir finden jedoch keinen signifikanten Einfluss der vergangenen Performance auf unsere Proxies für Rapid Trading. Zudem finden wir einen signifikant negativen Einfluss der Fondsgröße, d.h. besonders sichtbare Fonds scheinen gerade nicht betroffen zu sein. Dies zeigt, dass unser Ergebnis nicht dadurch getrieben wird, dass manche Fonds einfach deshalb stärker gehandelt werden als andere, weil sie für Anleger ‚gedanklich verfügbarer‘ sind.

2. Broker drängen Fondsanleger zu einem ständigen Umschichten ihrer Investments, um von Verkaufsprovisionen zu profitieren: Nach dieser Erklärung würden wir Rapid Trading vor allem bei Fonds mit hohen Ausgabeaufschlägen erwarten, da diese für Broker in der Regel eine höhere Verkaufsprovision erbringen. Tatsächlich weist O’Neal (2004) für die USA stärkeres Rapid Trading bei Fonds mit Ausgabeaufschlag nach. Wir finden jedoch, dass Rapid

---

<sup>19</sup> Da die ABBB Methode auf Differenzgleichungen beruht kann sie nicht zur Anwendung kommen, sobald die Modelle eine für einen Fonds über die Zeit fixe Dummy-Variable wie z.B.  $D_{i,m}^{Int}$  enthalten. Daher berichten wir nur Schätzergebnisse für Model (5) ohne  $D_{i,m}^{Int}$ .

Trading bei Fonds mit hohen Ausgabeaufschlägen besonders schwach ausgeprägt ist. Der Einfluss der einmaligen Gebühren ist in der Regel signifikant negativ. Unsere Ergebnisse zeigen also, dass Broker vermutlich nicht für Rapid Trading verantwortlich sind. Vielmehr schrecken Ausgabeaufschläge von zu häufigem Handeln ab. Der Grund hierfür ist, dass Gebührenstrukturen zu einer Selbstselektion von Anlegern bezüglich ihrer Haltedauer führen können.<sup>20</sup> Dabei investieren Rapid Trader, d.h. Anleger mit kurzer geplanter Anlagedauer und damit einher gehender höherer Handelshäufigkeit, vermehrt in Fonds mit möglichst niedrigen Ausgabeaufschlägen, während langfristig orientierte Anleger tendenziell eher auf niedrige laufende Gebühren achten. Unsere Ergebnisse zeigen, dass Ausgabeaufschläge ein wirksames Instrument sein können, um Rapid Trader abzuschrecken.

3. Fondsanleger betreiben Zeitzonearbitrage und kaufen und verkaufen daher Fondsanteile in kurzem zeitlichen Abstand: Unter Zeitzonearbitrage versteht man den Versuch, bei in anderen Zeitzonen anlegenden Fonds von aufgrund des dort früheren Handelsschlusses vorhersehbaren Kursbewegungen zu profitieren. Zeitzonearbitrage ist naturgemäß nur bei international anlegenden Fonds möglich. Tatsächlich ist der Einfluss von  $D_{i,m}^{Int}$  in allen Spezifikationen positiv und statistisch signifikant auf dem 1%-Niveau, d.h. Rapid Trading findet sich vermehrt bei international anlegenden Fonds.<sup>21</sup> Zeitzonearbitrage macht aus Sicht deutscher Anleger vor allem bei in Asien investierenden Fonds Sinn, da dort die Börsen früher schließen als in Europa. Daher erweitern wir Modell (5), indem wir zusätzlich eine Dummyvariable  $D_{i,m}^{Asien}$  aufnehmen, die den Wert 1 annimmt, wenn der Fonds seinen Anlageschwerpunkt in Asien hat, und 0 sonst. Die in Tabelle 6 in den Spalten 2, 5 und 8 präsentierten Ergebnisse zeigen keinen ökonomisch oder statistisch signifikanten Einfluss dieses zusätzlichen Dummies. Besonders für Zeitzonearbitrage anfällige Fonds sind also nicht in stärkerem Ausmaß von Rapid Trading betroffen als die restlichen internationalen Fonds. Dies legt den Schluss nahe, dass Zeitzonearbitrage allenfalls für einen kleinen Teil des beobachteten Rapid Trading verantwortlich ist.

4. Fondsinvestments werden von Anlegern als kurzfristige, spekulative Investments - vergleichbar etwa mit einem Lotterielos - gesehen und werden daher in der Hoffnung auf einen schnellen Erfolg gekauft, aber auch ebenso rasch wieder abgestoßen: Für den

---

<sup>20</sup> Für theoretische Arbeiten zu Gebührenstrukturen bei Investmentfonds vgl. Chordia 1996 und Nanda et al. 2000.

<sup>21</sup> Als Alternative zur hier durchgeführten Analyse haben wir auch den Einfluss von  $AF_{i,m}$  in Modell (1) und den Einfluss von  $ZF_{i,m}$  in Modell (2) mit  $D_{i,m}^{Int}$  interagiert und zusätzlich mit aufgenommen. Die Ergebnisse (nicht explizit berichtet) zeigen, dass Rapid Trading auch bei nur national anlegenden Fonds nachgewiesen werden kann. Es ist bei international anlegenden Fonds jedoch etwa doppelt so stark ausgeprägt.

Aktienmarkt zeigt Kumar (2007), dass vor allem kleine und riskante Aktien von Anlegern, die lotterie-artige Investments bevorzugen, gekauft werden.<sup>22</sup> Konsistent damit zeigen unsere Ergebnisse tatsächlich, dass das Fondsrisiko einen positiven und die Fondsgröße einen negativen Einfluss auf Rapid Trading hat.<sup>23</sup> Kumar (2007) weist außerdem nach, dass von Spekulationsmotiven getriebene Investoren Aktien mit einem niedrigen nominalen Kurs bevorzugen, da diese somit auch preislich eher mit einem Lotterielos verwandt sind. Wenn Rapid Trading also durch spekulative Kleinanleger getrieben wird, dann sollten wir finden, dass es auch insbesondere bei Fonds mit niedrigem Preis (Net Asset Value (NAV) pro Fondsanteil) besonders stark ausgeprägt ist. Um dies zu analysieren erweitern wir Modell (5), indem wir zusätzlich den Preis des Fonds in Cent am Ende des Vormonats,  $P_{i,m-1}$ , mit aufnehmen. Diese Resultate finden sich in den Spalten 3, 6, 9 und 10 der *Tabelle 6*. Der signifikant negative Einfluss dieser Variablen zeigt, dass Rapid Trading tatsächlich bei nominal billigen Fonds stärker ausgeprägt ist als bei Fonds mit höheren Anteilspreisen. Han/Kumar (2008) präsentieren darüber hinaus Evidenz, dass amerikanische Kleininvestoren in ausländische Aktien vor allem aus spekulativen Gründen investieren. Somit ist auch unser Ergebnis, dass vor allem international anlegende Fonds von Rapid Trading betroffen sind, konsistent mit der Sichtweise, dass Rapid Trading aus der Suche von Fondsanlegern nach spekulativen, lotterie-artigen Investments resultiert.

Obwohl wir das Vorliegen von Rapid Trading aufgrund fehlender Transaktionsdaten auf Einzelinvestorenebene nur indirekt zeigen konnten (*Abschnitt 3.1*), zeichnen die Resultate zu den Determinanten unserer Proxies für Rapid Trading doch ein sehr einheitliches Bild: Die nach unseren Proxies besonders stark von Rapid Trading betroffenen Fonds weisen genau die Charakteristika spekulativer Investments auf, die auch jene Aktien aufweisen, die von kurzfristig und spekulativ orientierten Anlegern gehandelt werden. Die Resultate liefern dagegen keine Unterstützung für eine auf der Sichtbarkeit einzelner Fonds basierenden Erklärung unserer Ergebnisse. Somit können wir zuversichtlich sein, dass die von uns verwendeten Proxies auch tatsächlich Rapid Trading abbilden.

---

<sup>22</sup> Vgl. hierzu auch Budescu et al. 2002 und Martin et al. 2008.

<sup>23</sup> Kumar (2007) zeigt darüber hinaus, dass spekulative Investoren Aktien mit hohem idiosynkratischem Risiko bevorzugen. In zusätzlichen Regressionen nehmen wir daher auch das idiosynkratische Risiko des Fonds im Vorjahr als erklärende Variable zusätzlich mit auf. Der Einfluss auf Rapid Trading ist zwar wie erwartet signifikant positiv, allerdings ist das idiosynkratische Risiko insbesondere für internationale Fonds nur schwer messbar, da in vielen Fällen keine geeigneten Benchmarks vorliegen. Daher haben wir diese Variable bei den berichteten Ergebnissen nicht aufgenommen.

### 3.3 Auswirkungen von Rapid Trading auf die Fondsperformance

Wir untersuchen nun, ob Rapid Trading einen negativen Einfluss auf die Performance der betroffenen Fonds hat. Basierend auf den Ergebnissen in Greene/Hodges (2002) sollte eine negative Auswirkung allerdings insbesondere von Zeitzonearbitrage ausgehen. Dies scheint jedoch bei den hier betrachteten Fonds keine große Rolle zu spielen (*Abschnitt 3.2*). Daher erwarten wir nicht notwendigerweise einen besonders starken negativen Einfluss von Rapid Trading auf die Fondsperformance.

Wir wählen einen multivariaten Regressionsansatz, um den Einfluss von Rapid Trading auf die Fondsperformance zu analysieren und gleichzeitig für den Einfluss weiterer Fondscharakteristika auf die Fondsperformance kontrollieren zu können:

$$\begin{aligned} Perf_{i,m} = & \alpha + \beta_1 \cdot RT_{i,m-1} + \beta_2 \cdot Perf_{i,m-1} + \beta_3 \cdot AA_{i,m-1} + \beta_4 \cdot lfdGeb_{i,t-1} \\ & + \beta_5 \cdot lnFV_{i,m-1} + \beta_6 \cdot lnAlter_{i,m-1} + \varepsilon_{i,m}. \end{aligned} \quad (6)$$

Als Performancemaße verwenden wir die Netto-Rendite des Fonds,  $R_{i,m}$ , sowie die Überrendite des Fonds im Vergleich zur mittleren Rendite aller anderen Fonds im gleichen Marktsegment und Monat,  $\ddot{U}R_{i,m}$ .<sup>24</sup> Die uns vor allem interessierende unabhängige Variable ist das Rapid Trading des betrachteten Fonds,  $RT_{i,m-1}$ . Hierbei kann  $RT_{i,m-1}$  wiederum für einen unserer beiden Proxies für Rapid Trading,  $RT1_{i,m-1}$  oder  $RT2_{i,m-1}$ , stehen. Wir verwenden das um eine Periode verzögerte Rapid Trading Maß, um potentielle Endogenitätsprobleme zu vermeiden. Als Kontrollgrößen nehmen wir die vergangene Performance,  $Perf_{i,m-1}$ , das Fondsalter,  $lnAlter_{i,m-1}$ , und die Gebührenstruktur,  $AA_{i,m-1}$  und  $lfdGeb_{i,t-1}$ , auf. Es ist möglich, dass durch Rapid Trading die durchschnittlichen Fondsvolumina höher sind im Vergleich zum Fall, dass es bei einem bestimmten Fonds gar kein Rapid Trading gibt. Da dies durch Skaleneffekte einen Einfluss auf die Fondsperformance haben kann (Chen et al. 2004), nehmen wir auch die Fondsgröße,  $lnFV_{i,m-1}$ , als Kontrollvariable explizit mit auf.

Falls Rapid Trading ernsthafte adverse Auswirkungen auf die Fondsperformance hat, so sollten wir einen statistisch und ökonomisch signifikanten negativen Einfluss von  $RT_{i,m-1}$  auf  $Perf_{i,m-1}$  finden. Die Schätzergebnisse mit zeitfixen Effekten, für eine gepoolte OLS

---

<sup>24</sup> Wir verwenden diese einfachen, renditebasierten Performancemaße, da sich Fondsanleger vor allem für diese zu interessieren scheinen und weniger für kompliziertere, risikoadjustierte Maße (Capon et al. 1996). Alternativ verwenden wir auch das Jensen's Alpha aus einem einfachen Marktmodell als  $Perf_{i,m}$ . Die Ergebnisse (hier nicht explizit berichtet) sind sehr ähnlich. Mehrfaktormodelle werden dagegen nicht analysiert, da unsere Stichprobe klar von international anlegenden Fonds dominiert wird und die Fama/French (1993) bzw. Carhart (1997) Faktoren nicht für alle Anlageschwerpunkte dieser Fonds vorliegen.

Regression ohne und mit auf Fondsebene geclusterten robusten Standardfehlern, sowie mit PCSE präsentieren wir in *Tabelle 7*.<sup>25</sup>

+++ Bitte *Tabelle 7* hier einfügen +++

Die geschätzten Koeffizienten für den Einfluss von Rapid Trading in Panel A sind zwar durchgängig negativ, aber in der Regel nicht statistisch signifikant und ökonomisch klein. Insgesamt scheint es also in Deutschland keine schwerwiegenden Auswirkungen von Rapid Trading auf die Fondsperformance zu geben. Entweder ist also Rapid Trading nicht ausgeprägt genug, um ein ernsthaftes Problem für die Fonds in unserer Stichprobe darzustellen, oder die hier betrachtete Fondsgesellschaft hat geeignete Maßnahmen ergriffen, um negative Auswirkungen auf die Performance zu verhindern oder zumindest abzuschwächen.

Es ist möglich, dass Fonds keine Schwierigkeiten haben, mit einem konstant hohen Level an Rapid Trading umzugehen und nur von unerwartetem Rapid Trading eine negative Auswirkung auf die Performance ausgeht. Daher analysieren wir in nicht explizit berichteten Tests auch den Einfluss eines Maßes für unerwartetes Rapid Trading: Hierzu schätzen wir zunächst das Modell (1) für die Zuflüsse (aber nehmen die kontemporären Abflüsse nicht als Kontrollvariable mit auf) und extrahieren die jeweiligen  $\varepsilon_{i,m}$ . Dann schätzen wir Modell (2) für die Abflüsse (aber nehmen die kontemporären Zuflüsse nicht als Kontrollvariable mit auf) und extrahieren wiederum die jeweiligen  $\varepsilon_{i,m}$ . Schließlich definieren wird  $RT$  in diesem Fall als die Summe der beiden  $\varepsilon_{i,m}$ . Die Verwendung des so definierten unerwarteten Rapid Tradings in Modell (6) liefert praktisch identische Ergebnisse.

Da die mit Rapid Trading in Zusammenhang stehenden Probleme vor allem mit dem Fondsskandal in den USA im August 2003 ins Zentrum des Interesses gerückt sind (in dessen Folge auch die Wohlverhaltensrichtlinien des BVI angepasst wurden, siehe *Abschnitt 1*), betrachten wir den Zeitraum vor und nach dem Skandal getrennt. Die Ergebnisse für diese Subperioden finden sich in Panel B und C in *Tabelle 7*. Der Schätzwert von -0,007 (-0,016) für den Einfluss von  $RT1_{i,m}$  ( $RT2_{i,m}$ ) im Zeitraum vor dem Skandal ist ökonomisch signifikant und sagt aus, dass ein Fonds, der zum Dezil mit dem höchsten Rapid Trading gehört, eine im Mittel um etwa 4,5% p.a. (4,2% p.a.) niedriger Rendite erzielt als ein Fonds der zum Dezil

---

<sup>25</sup> Obwohl auch hier durch Aufnahme der vergangenen Performance im Regressionsmodell eine dynamische Panel-Struktur vorliegt, können wir in diesem Fall keine sinnvolle ABBB Schätzung durchführen, da wir keine Kombination von Instrumentvariablen gefunden haben, die für die Gesamtstichprobe und die untersuchten Teilzeiträume zulässig ist (d.h. unter deren Verwendung sowohl der AR(1)-Test abgelehnt, als auch der AR(2)-Test und der Sargan-Test angenommen wird).

mit dem niedrigsten Rapid Trading gehört.<sup>26</sup> Ein ökonomisch signifikanter Unterschied zeigt sich auch für weniger extreme Ausprägungen von  $RT1$ . Steigt der Wert von  $RT1$  etwa um eine Standardabweichung (0,1938), so schlägt sich dies in einer jährlich um 1,6% niedrigeren Fondsrendite nieder.

Allerdings ist der Schätzwert jeweils nur in der OLS Spezifikation ohne robuste Standardfehler auf dem 5%- oder 10%-Niveau signifikant. Sowohl unter Verwendung robuster Standardfehler als auch mit PCSE verschwindet die Signifikanz. Selbst vor dem Skandal findet sich also keine stabile Evidenz für einen negativen Einfluss von Rapid Trading auf die Fondsperformance. Für den Zeitraum nach dem Skandal (Panel C) findet sich dagegen gar kein Einfluss mehr. Dies legt die Vermutung nahe, dass zumindest die von uns betrachtete Fondsgesellschaft geeignete Maßnahmen ergriffen hat, um die negativen Auswirkungen des Rapid Trading zu verhindern. Tatsächlich haben viele Fondsgesellschaften nach der Erweiterung der Wohlverhaltensrichtlinien des BVI im Januar 2004 entsprechende Regelungen in ihre Verkaufsprospekte aufgenommen, die das Rapid Trading in Fondsanteilen explizit verbieten.<sup>27</sup>

Aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit können wir in der vorliegenden Studie nur die Performance auf Fondsebene betrachten. Die Frage, ob Anleger davon profitieren oder sich schaden, wenn sie Rapid Trading betreiben, muss daher unbeantwortet bleiben. Aus regulatorischer Sicht ist jedoch sowieso eher die hier betrachtete Frage relevant, ob es zu negativen externen Effekten in Form einer verminderten Performance für die Gesamtheit der Anleger in einem Fonds kommt, wenn dieser von Rapid Trading betroffen ist.

#### 4 Zusammenfassung

Im Zentrum dieser Arbeit steht eine Analyse des Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds. Unsere auf den Daten einer großen deutschen Fondsgesellschaft basierenden Untersuchungen zeigen zunächst, dass in deutschen Fonds überraschend viel gehandelt wird. Der von uns dokumentierte stark ausgeprägte positive Zusammenhang zwischen monatlichen Zuflüssen und monatlichen Abflüssen eines Fonds liefert deutliche Hinweise auf das Vorliegen von

---

<sup>26</sup> Die Berechnung dieser Werte basiert auf den jeweiligen Schätzwerten zum Einfluss des Rapid Trading in Kombination mit den Angaben aus *Tabelle 5*. Basierend auf den Resultaten für  $RT1_{i,m}$  ( $RT2_{i,m}$ ) ergibt sich der monatliche Renditeunterschied gemäß  $(0,5527 - 0,0148) \cdot (-0,007) = -0,0038$  ( $(0,2174 - 0,0004) \cdot (-0,016) = -0,0035$ ). Die Annualisierung ergibt dann die oben genannten Werte.

<sup>27</sup> Beispielhaft sei hier wiederum aus den bereits in Fußnote 2 genannten Geschäftsbedingungen von Fidelity zitiert: ‚Die Fidelity überwacht aktiv die Handelsaktivitäten und behält sich das Recht vor, neue Kaufanträge von Personen abzulehnen, die wegen kurzfristigen Handels von Anteilen aufgefallen sind oder deren Handel störend war oder sein kann.‘ (Abschnitt 10h).

Rapid Trading. Die Analyse möglicher Determinanten des Rapid Trading ergibt, dass besonders kleine, riskante Fonds mit niedrigen oder keinen Ausgabeaufschlägen und international anlegende Fonds davon betroffen sind. Unsere Resultate sind konsistent damit, dass viele Fondsanleger Fonds als kurzfristige und spekulative Investitionen mit Lotterien-Charakter nutzen. Die Handelsaktivitäten dieser Anlegergruppe scheinen also das ausgeprägte Rapid Trading erklären zu können. Alternative Erklärungsansätze wie etwa vermehrtes Handeln im Rahmen der Zeitzonearbitrage oder getrieben durch Broker finden dagegen keine Unterstützung.

Aus Sicht der Fondsgesellschaft und aus Sicht der langfristig orientierten Anleger ist Rapid Trading vor allem dann problematisch, wenn davon negative externe Effekte in der Form einer schlechteren Performance ausgehen. Tatsächlich finden wir Evidenz für einen negativen Einfluss von Rapid Trading auf die Performance. Dieser ist allerdings relativ schwach und lässt sich selbst für den Zeitraum vor dem Fondsskandal in den USA nicht stabil nachweisen. Danach findet sich kein Einfluss von Rapid Trading auf die Performance mehr. Dies deutet darauf hin, dass geeignete Maßnahmen ergriffen wurden, um potentiell schädlichen Auswirkungen von Rapid Trading vorzubeugen. Die Umsetzung der Wohlverhaltensrichtlinien des BVI scheint also erfolgreich zu sein und die Selbstregulierung der Fondsbranche in Deutschland in diesem Fall zu funktionieren. Da die Regulierung bei Fonds im deutschen Investmentrecht (im Vergleich etwa zu den USA) nur schwach ausgeprägt ist, ist eine funktionierende Selbstregulierung in diesem Bereich ein wichtiger Mechanismus, um eine effiziente Funktionsweise des Fondsmarktes zu gewährleisten.

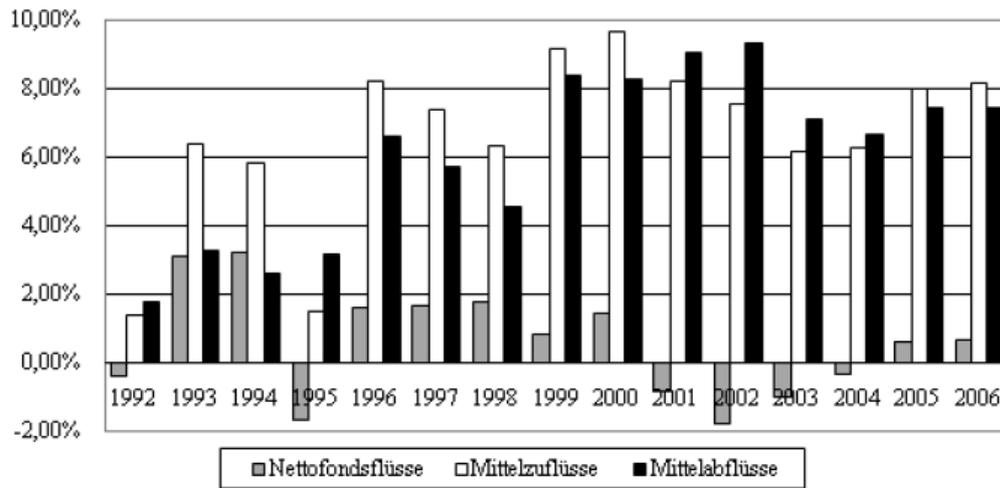
Aufgrund der Datenverfügbarkeit können wir Rapid Trading in dieser Arbeit nur anhand von auf der Fondsebene aggregierten Daten zu Zuflüssen und Abflüssen der Fonds einer großen Fondsgesellschaft untersuchen. Der Vergleich mit den Charakteristika der Fonds anderer Gesellschaften hat zwar gezeigt, dass die hier verwendeten Fonds repräsentativ für eine breitere Stichprobe sind. Dennoch ist es für die Zukunft wünschenswert, unsere Untersuchung des Rapid Trading auf Basis einer größeren Stichprobe, möglichst auf Basis von Tagesdaten oder sogar unter Verwendung individueller Transaktionsdaten auf Anlegerebene, zu wiederholen.

## Literatur

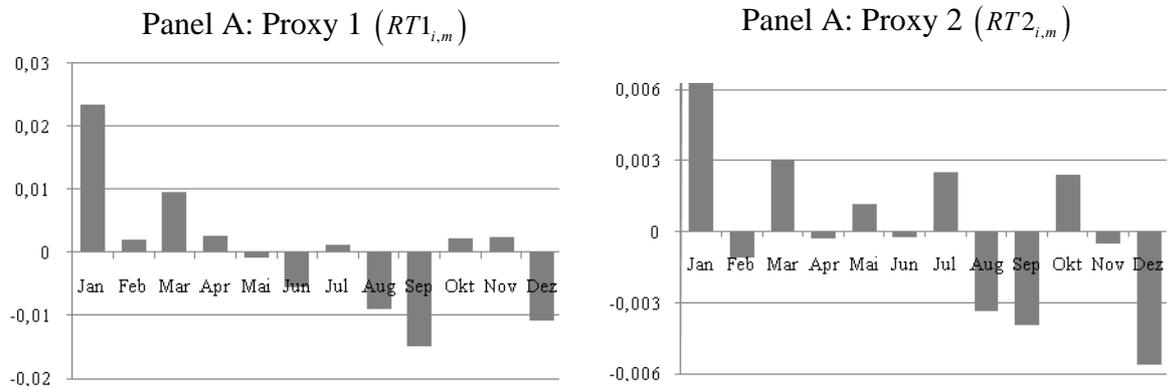
- Alonso-Borrego C., Arellano M. (1999): Symmetrically Normalized Instrumental-Variable Estimation Using Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics* 17(1): 36-49.
- Arellano M., Bond S. (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58(2): 277-297.
- Arellano M., Bover O. (1995): Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components models. *Journal of Econometrics* 68(1): 29-52.
- Blundell R., Bond S. (1998): Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.
- Barber B. M., Odean T. (2000): Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors. *The Journal of Finance* 55(2): 773-806.
- Beck N., Katz J. N. (1995): What to do (and not to do) with Time Series Cross-Section Data. *American Political Science Review* 89(3): 634-647.
- Ber S., Kempf A., Ruenzi S. (2007): Determinanten der Mittelzuflüsse bei deutschen Aktienfonds. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 59(2): 35-60.
- Bergstresser D., Poterba J. (2002): Do After-Tax Returns Affect Mutual Fund Inflows? *Journal of Financial Economics* 63(3): 381-414.
- Budescu D. V., Kuhn K. M., Kramer K. M., Johnson T. R. (2002): Modeling Certainty Equivalents for Imprecise Gambles. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 88: 748-768.
- Capon N., Fitzsimons G., Prince R. A. (1996): An Individual Level Analysis of the Mutual Fund Investment Decision. *Journal of Financial Services Research* 10(1): 59-82.
- Cashman G. D., Deli D. N., Nardari F., Villupuram S. V. (2007): Investors Do Respond to Poor Mutual Fund Performance: Evidence from Inflows and Outflows. Working Paper, Arizona State University.
- Chalmers J., Edelen R., Kadlec G. (2001): On the Perils of Security Pricing by Financial Intermediaries: The Wildcard Option in Transacting Mutual Fund Shares. *Journal of Finance* 56(6): 2209-2236.
- Chen J., Hong H., Huang M., Kubik J. D. (2004): Does Fund Size Erode Performance? Liquidity, Organizational Diseconomies and Active Money Management. *American Economic Review* 94(5): 1276-1302.
- Chevalier J., Ellison G. (1997): Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives. *Journal of Political Economy* 105(6): 1167-1200.
- Chordia T. (1996): The Structure of Mutual Fund Charges. *Journal of Financial Economics* 41(1): 3-39.
- Christoffersen S. K., Evans R. B., Musto D. K. (2005): The Economics of Mutual-Fund Brokerage: Evidence from the Cross Section of Investment Channels. Working Paper, McGill University, University of Virginia, University of Pennsylvania.
- Cohn R. A., Lewellen W. G., Lease R. C., Schlarbaum G. G. (1975): Individual Investor Risk Aversion and Investment Portfolio Composition. *Journal of Finance* 30(2): 605-620.
- Dorn D., Huberman G., Sengmueller P. (2008): Correlated Trading and Returns. *Journal of Finance* 63(2): 885-920.

- Edelen R. M. (1999): Investor Flows and the Assessed Performance of Open-End Mutual Funds. *Journal of Financial Economics* 53(3): 439–466.
- Frankel T., Cunningham L. A. (2006): The Mysterious Ways of Mutual Funds: Market Timing. *Annual Review of Banking & Financial Law* 25(1): 237–293.
- Goetzmann W. N., Kumar A. (2008): Equity Portfolio Diversification. *Review of Finance* 12(3): 433–463.
- Greene J., Hodges C. (2002): The Dilution Impact of Daily Fund Flows on Open-End Mutual Funds. *Journal of Financial Economics* 65(1): 131–158.
- Griliches Z., Hausman J. (1986): Errors in Variables in Panel Data. *Journal of Econometrics* 31(1): 93–118.
- Han B., Kumar A. (2008): Retail Clienteles and the Idiosyncratic Volatility Puzzle. Working Paper, University of Texas at Austin.
- Ippolito R. A. (1992): Consumer Reaction to Measures of Poor Quality: Evidence from the Mutual Fund Industry. *Journal of Law and Economics* 35(1): 45–70.
- Ivkovic Z., Sialm C., Weisbenner S. (2007): Portfolio Concentration and the Performance of Individual Investors. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 43(3): 613–655.
- Krahnen, J. P., Schmid F. A., Theissen E. (2006): Performance and Market Share: A Study of the German Mutual Fund Industry. In: Bessler W. (Hrsg.) *Börsen, Banken und Kapitalmärkte*, Duncker & Humblot, Berlin, S. 471–491.
- Kumar A. (2007): Who Gambles in the Stock Market? *Journal of Finance*, Forthcoming, August 2009.
- Martin J. M., Barron G. M., Norton M. I. (2008): Variance-Seeking for Positive (and Variance-Aversion for Negative) Experiences: Risk-Seeking in the Domain of Gains? Working Paper, Harvard Business School.
- Myers D. H. (2001): Asset Flow and Performance in Pension Funds, Working Paper.
- Nanda V., Narayanan, M. P., Warther V. P. (2000): Liquidity, Investment Ability, and Mutual Fund Structure. *Journal of Financial Economics* 57(3): 417–443.
- Odean T. (1998): Are Investors Reluctant to Realize Their Losses? *Journal of Finance* 53(5): 1775–1798.
- Odean T. (1999): Do Investors Trade Too Much? *American Economic Review* 89(5): 1279–1298.
- O’Neal E. S. (2004): Purchase and Redemption Patterns of US Equity Mutual Funds. *Financial Management* 33 (1): 63–90.
- Patel J., Zeckhauser R. J., Hendricks D. (1994): Investment Flows and Performance: Evidence from Mutual Funds, Cross-Border Investments, and New Issues. In: Sato R., Levich R. M., Ramachandran R. V. (Hrsg.) *Japan, Europe, and International Financial Markets: Analytical and Empirical Perspectives*, Cambridge University Press, Cambridge (UK), S. 51–72.
- Shefrin H. (2000): *Beyond Greed and Fear: Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing*. Oxford University Press, Oxford.
- Sirri E. R., Tufano P. (1998): Costly Search and Mutual Fund Flows. *Journal of Finance* 53(5): 1589–1622.
- Zitzewitz E. (2006): How Widespread was Late Trading in Mutual Funds? *American Economic Review* 96(2): 284–289.

**Abb. 1:** Nettofondsflüsse, Mittelzuflüsse und Mittelabflüsse



**Abb. 2:** Abnormales Rapid Trading in den einzelnen Kalendermonaten



**Tab. 1: Deskriptive Statistiken**

Panel A: Deskriptive Statistiken für die Aktienfonds der anonymen Fondsgesellschaft

Jahr	Anzahl Fonds	FV pro Fonds in Mio. EUR	Alter in Jahren	Ausgabe-aufschlag in %	laufende Gebühren p.a. in %	NF in %	ZF in %	AF in %
1992	14	108,29	16,16	4,08	0,52	-0,39	1,38	1,78
1993	15	133,27	16,28	3,87	0,57	3,33	6,38	3,05
1994	18	241,33	15,02	4,27	0,57	3,28	5,86	2,57
1995	20	253,00	14,35	4,23	0,76	-1,65	1,49	3,14
1996	29	201,55	10,69	3,61	0,77	1,59	8,21	6,62
1997	35	226,11	10,22	3,57	0,68	1,80	7,50	5,69
1998	46	349,24	9,66	3,94	0,75	1,79	6,36	4,57
1999	52	429,29	9,76	3,66	0,78	1,40	9,27	7,88
2000	64	679,56	9,37	3,69	0,86	1,48	9,75	8,27
2001	71	502,31	9,19	3,59	0,90	-0,86	8,07	8,93
2002	79	353,63	9,30	3,54	1,08	-1,57	7,55	9,13
2003	98	270,56	9,45	3,67	1,24	-0,89	6,16	7,05
2004	90	374,13	10,25	3,77	1,34	-0,38	6,29	6,67
2005	118	309,09	9,87	4,00	1,35	0,58	8,03	7,45
2006	129	332,09	10,74	3,81	1,37	0,68	8,15	7,47

Die Gesamtzahl an Beobachtungen beträgt 8777.

Panel B: Deskriptive Statistiken für die Aktienfonds der 6 größten deutschen Fondsgesellschaft

Jahr	Anzahl Fonds	FV pro Fonds in Mio. EUR	Alter in Jahren	Ausgabe-aufschlag in %	laufende Gebühren p.a. in %	NF in %
1992	48	148,90	16,63	4,31	0,62	-0,03
1993	49	181,57	17,15	4,28	0,66	1,95
1994	58	256,78	15,74	4,38	0,73	2,32
1995	76	231,93	13,48	4,36	0,78	-0,94
1996	100	203,55	11,22	4,01	0,86	0,56
1997	121	237,77	10,71	3,87	0,81	1,64
1998	127	358,65	10,77	3,93	0,90	1,24
1999	176	462,48	9,89	3,69	0,96	0,88
2000	216	659,66	9,43	3,67	0,98	1,04
2001	259	509,35	8,91	3,57	1,05	-0,08
2002	306	331,20	8,60	3,56	1,18	-1,08
2003	343	253,13	9,03	3,65	1,19	-0,25
2004	270	367,31	10,36	3,74	1,26	-0,09
2005	289	339,30	10,80	3,81	1,29	-0,04
2006	313	354,65	11,54	3,77	---	-0,55

Die Gesamtzahl an Beobachtungen beträgt 31369.

**Tab. 2:** Beschreibung der Kontrollvariablen

Variable	Beschreibung
$Std_{i,m-1}^{1J}$	Renditestandardabweichung eines Fonds $i$ in den letzten 12 Monaten, d.h. von Monat $m-12$ bis einschließlich Monat $m-1$
$AA_{i,m-1}$	Ausgabeaufschlag eines Fonds $i$ in Monat $m-1$
$\ln FV_{i,m-1}$	Das logarithmierte Fondsvermögen eines Fonds $i$ am Ende des Monats $m-1$
$lfdGeb_{i,t-1}$	Laufende Gebühren eines Fonds $i$ in Jahr $t-1$ (hierzu liegen keine monatliche Angaben vor)
$Seg - NF_{i,m}$	Wachstumsrate der Nettoflüsse des Segments, zu dem Fonds $i$ gehört, in Monat $m$ (ohne Fonds $i$ )
$\ln Alter_{i,m-1}$	Das logarithmierte Alter (in Monaten) eines Fonds $i$ am Ende des Monats $m-1$

**Tab. 3:** Zusammenhang zwischen Zuflüssen und Abflüssen

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Abhängige Variable: $ZF_{i,m}$					Abhängige Variable: $AF_{i,m}$				
	OLS	CRE	PCSE	Dyn. Modell	Syst.	OLS	CRE	PCSE	Dyn. Modell	Syst.
$AF_{i,m}$	0,440***	0,440***	0,447***	0,710***	0,407***					
$ZF_{i,m}$						0,386***	0,386***	0,392***	0,490***	0,310***
$Terzil(1)_{i,m-1}$	0,038***	0,038***	0,035**	0,091	0,035***	-0,060***	-0,060***	-0,059***	-0,043	-0,058***
$Terzil(2)_{i,m-1}$	-0,009	-0,009	-0,010	0,036	-0,009	0,004	0,004	0,008	-0,017	0,003
$Terzil(3)_{i,m-1}$	0,068***	0,068***	0,070***	0,067*	0,066***	-0,038***	-0,038***	-0,045***	-0,002	-0,028***
$ZF_{i,m-1}$	0,437***	0,437***	0,436***	0,121**	0,451***					
$AF_{i,m-1}$						0,372***	0,372***	0,369***	0,121***	0,415***
$Std_{i,m-1}^{1J}$	0,123***	0,123**	0,072*	0,778**	0,139***	0,197***	0,197***	0,180***	0,238	0,231***
$AA_{i,m-1}$	-0,130**	-0,130*	-0,117	-1,586***	-0,149**	-0,230***	-0,230**	-0,196***	-0,791	-0,266***
$\ln FV_{i,m-1}$	-0,001**	-0,001	-0,001	-0,025***	-0,001**	-0,001	-0,001	-0,001	0,001	-0,001
$lfdGeb_{i,t-1}$	0,731***	0,731**	0,879***	0,416	0,708***	-0,720***	-0,720*	-0,337	0,971	-0,644***
$Seg - NF_{i,m}$	0,124**	0,124**	0,280***	-0,008	0,118**	-0,109**	-0,109**	-0,231***	-0,094	-0,095*
$\ln Alter_{i,m-1}$	0,001	0,001	0,001	-0,016	0,001	0,001	0,001	0,001	-0,003	0,001
Konstante	-0,011	-0,011	-0,009	0,361***	-0,008	0,032	0,032*	0,042***	0,078	0,036
$R^2$	60,44%	60,44%	58,89%		60,38%	55,76%	55,76%	53,77%		55,33%
Adj. $R^2$	59,50%					54,72%				
AR(1)-Test (p value)				0,000					0,000	
AR(2)-Test (p value)				0,194					0,118	
Sargan-Test (p value)				1,000					1,000	
$N$	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172

\*\*\*, \*\*, \* bezeichnet einen Einfluss auf dem 1%-, 5%-, bzw. 10%-Signifikanzniveau.

**Tab. 4:** Rapid Trading in den einzelnen Kalendermonaten

Monat	$\overline{RT1}_m$	$\overline{RT2}_m$	Monat	$\overline{RT1}_m$	$\overline{RT2}_m$
Januar	0,147	0,045	Juli	0,125	0,041
Februar	0,126	0,038	August	0,115	0,035
März	0,133	0,042	September	0,109	0,035
April	0,126	0,038	Oktober	0,126	0,041
Mai	0,123	0,040	November	0,126	0,038
Juni	0,118	0,039	Dezember	0,113	0,033

**Tab. 5:** Fondseigenschaften nach Rapid Trading DezilenPanel A: Rapid Trading Dezile basierend auf Proxy  $RT1_{i,m}$ 

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Dezil	N	RT1 in %	RT1 in % im Vormonat	AA in %	lfdGEB in %	SegRang	STD der Rendite in %	FV in Mio.EUR	Alter in Jahren	Ant. Int. Fonds in %	
1	818	1,48	3,64	4,18	0,81	0,54	4,92	138,47	11,46	79,34	
2	817	2,99	4,79	3,99	0,91	0,54	4,67	338,69	12,20	76,87	
3	817	4,22	6,12	3,81	0,95	0,53	4,78	620,54	13,09	80,05	
4	817	5,64	7,63	3,72	1,01	0,53	4,94	515,17	10,34	83,60	
5	817	7,32	9,05	3,79	1,02	0,54	5,12	467,13	10,33	84,58	
6	817	9,55	11,33	3,97	1,04	0,57	5,40	473,45	10,03	86,29	
7	817	12,65	14,11	3,80	1,06	0,59	5,59	373,68	9,13	90,33	
8	817	17,29	17,32	3,75	1,06	0,60	5,88	373,67	9,75	92,66	
9	817	24,54	24,12	3,65	1,05	0,59	6,38	238,12	8,97	92,04	
10	818	55,27	43,96	2,85	1,14	0,55	7,01	153,04	7,46	93,15	

Panel B: Rapid Trading Dezile basierend auf Proxy  $RT2_{i,m}$ 

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Dezil	N	RT2 in %	RT2 in % im Vormonat	AA in %	lfdGEB in %	SegRang	STD der Rendite in %	FV in Mio.EUR	Alter in Jahren	Ant. Int. Fonds in %	
1	818	0,04	0,49	3,88	0,86	0,45	4,05	91,82	6,68	87,16	
2	817	0,40	0,94	4,13	0,92	0,49	4,47	101,99	9,21	85,43	
3	817	0,87	1,51	3,95	0,92	0,56	4,76	327,75	13,34	77,85	
4	817	1,38	2,09	3,95	0,91	0,57	5,15	596,41	13,52	80,29	
5	817	1,96	2,41	3,79	0,98	0,58	5,45	687,99	12,62	78,58	
6	817	2,77	3,32	3,79	1,03	0,59	5,49	508,77	10,15	85,56	
7	817	3,92	4,27	3,93	1,07	0,60	5,73	491,19	10,30	86,90	
8	817	5,69	5,83	3,76	1,11	0,61	5,95	365,38	9,64	90,82	
9	817	8,74	8,77	3,67	1,07	0,60	6,32	341,37	9,69	92,66	
10	818	21,74	18,31	2,68	1,18	0,53	7,31	179,31	7,59	93,64	

**Tab. 6:** Determinanten des Rapid TradingPanel A: Proxy  $RT1_{i,m}$  als abhängige Variable

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	OLS			CRE			PCSE			Dyn. Modell
$RT1_{i,m-1}$	0,673***	0,673***	0,673***	0,673***	0,673***	0,673***	0,674***	0,674***	0,673***	0,299***
$AA_{i,m-1}$	-0,643***	-0,637***	-0,625***	-0,643*	-0,637*	-0,625*	-0,574***	-0,570***	-0,565***	-5,858***
$lfdGeb_{i,t-1}$	0,014	0,045	0,229	0,014	0,045	0,229	0,948*	0,967*	1,034**	11,961**
$SegRang_{i,m-1}^{1J}$	0,005	0,005	0,007	0,005	0,005	0,007	0,004	0,004	0,006	0,073*
$Std_{i,m-1}^{1J}$	0,634***	0,640***	0,635***	0,634***	0,640***	0,635***	0,491***	0,497***	0,496***	2,731*
$lnFV_{i,m-1}$	-0,003***	-0,003***	-0,003**	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003**	-0,003**	-0,002**	-0,019*
$lnAlter_{i,m-1}$	0,002	0,002	0,003	0,002	0,002	0,003	0,003	0,003	0,003	0,012
$D_{i,m}^{Int}$	0,013***	0,014***	0,014***	0,013***	0,014***	0,014***	0,013***	0,013***	0,013***	
$D_{i,m}^{Asien}$		-0,004			-0,004			-0,005		
$P_{i,m-1}$			-0,003**			-0,003*			-0,003***	-0,041*
Konstante	0,033	0,031	0,027	0,033	0,031	0,027	0,039**	0,037**	0,033*	0,315
$R^2$	55,74%	55,75%	55,77%	55,74%	55,75%	55,77%	53,19%	53,19%	53,22%	
Adj. $R^2$	54,71%	54,71%	54,73%							
AR(1)-Test (p value)										0,002
AR(2)-Test (p value)										0,409
Sargan-Test (p value)										1,000
$N$	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172

Panel B: Proxy  $RT2_{i,m}$  als abhängige Variable

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	OLS			CRE			PCSE			Dyn. Modell
$RT2_{i,m-1}$	0,717***	0,717***	0,716***	0,717***	0,717***	0,716***	0,718***	0,717***	0,717***	0,344***
$AA_{i,m-1}$	-0,289***	-0,286***	-0,281***	-0,289*	-0,286*	-0,281*	-0,265***	-0,262***	-0,261***	-2,606***
$lfdGeb_{i,t-1}$	0,217	0,237	0,324*	0,217	0,237	0,324	0,541***	0,554***	0,582***	1,053
$SegRang_{i,m-1}^{1J}$	0,001	0,001	0,002	0,001	0,001	0,002	0,000	0,001	0,001	0,025
$Std_{i,m-1}^{1J}$	0,246***	0,250***	0,247***	0,246***	0,250***	0,247***	0,191***	0,195***	0,194***	1,176*
$lnFV_{i,m-1}$	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	0,000	-0,013
$lnAlter_{i,m-1}$	0,002***	0,002***	0,002***	0,002*	0,002*	0,002*	0,002***	0,002***	0,002***	-0,002
$D_{i,m}^{Int}$	0,005***	0,005***	0,005***	0,005***	0,005***	0,005***	0,004***	0,005***	0,005***	
$D_{i,m}^{Asien}$		-0,003			-0,003			-0,003*		
$P_{i,m-1}$			-0,002**			-0,002**			-0,002***	-0,010
Konstante	-0,004	-0,005	-0,007	-0,004	-0,005	-0,007	-0,005	-0,006	-0,008	0,256**
$R^2$	61,58%	61,59%	61,60%	61,58%	61,59%	61,60%	59,70%	59,71%	59,73%	
Adj. $R^2$	60,68%	60,69%	60,71%							
AR(1)-Test (p value)										0,015
AR(2)-Test (p value)										0,154
Sargan-Test (p value)										1,000
$N$	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172

\*\*\*, \*\*, \* bezeichnet einen Einfluss auf dem 1%-, 5%-, bzw. 10%-Signifikanzniveau.

**Tab. 7:** Einfluss des Rapid Trading auf die Fondsperformance

Panel A: Gesamtzeitraum (Januar 1992 – Dezember 2006)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	$RT1_{i,m-l}$						$RT2_{i,m-l}$					
	$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$			$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$		
	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE
$RT1_{i,m-1}$	-0,003	-0,003	-0,007	-0,003	-0,003	-0,002						
$RT2_{i,m-1}$							-0,008	-0,008	-0,021	-0,009*	-0,009	-0,006
$R_{i,m-1}$	0,080***	0,080***	0,134**				0,079***	0,079***	0,134**			
$\ddot{U}R_{i,m-1}$				0,085***	0,085***	0,086**				0,084***	0,084***	0,085**
$AA_{i,m-1}$	0,025	0,025	0,109*	0,022	0,022	0,009	0,023	0,023	0,100*	0,020	0,020	0,007
$\ln FV_{i,m-l}$	-0,001***	-0,001***	-0,003***	-0,001***	-0,001***	-0,001**	-0,001***	-0,001***	-0,003***	-0,001***	-0,001***	-0,001**
$\ln dGeb_{i,t-1}$	0,088	0,088	0,738	0,076	0,076	-0,099	0,095	0,095	0,759	0,084	0,084	-0,095
$\ln Alter_{i,m-1}$	0,001***	0,001**	0,003*	0,001***	0,001**	0,001*	0,001***	0,001**	0,003**	0,002***	0,002**	0,001*
Konstante	0,016	0,016	0,014	0,014	0,014	0,007	0,016	0,016	0,014	0,014	0,014	0,007
$R^2$	63,37%	63,37%	2,71%	4,35%	4,35%	0,95%	63,37%	63,37%	2,75%	4,36%	4,36%	0,95%
Adj. $R^2$	62,53%			2,15%			62,53%			2,15%		
N	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172	8172

Panel B: Zeitraum vor dem Skandal (Januar 1992 – August 2003)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	$RT1_{i,m-l}$						$RT2_{i,m-l}$					
	$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$			$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$		
	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE
$RT1_{i,m-1}$	-0,007**	-0,007	-0,012	-0,006*	-0,006	-0,005						
$RT2_{i,m-1}$							-0,016*	-0,016	-0,037	-0,016**	-0,016	-0,011
$R_{i,m-1}$	0,098***	0,098***	0,176**				0,097***	0,097***	0,176**			
$\ddot{U}R_{i,m-1}$				0,106***	0,106***	0,106**				0,106***	0,106***	0,105**
$AA_{i,m-1}$	-0,094*	-0,094	-0,048	-0,095*	-0,095	-0,078	-0,094*	-0,094	-0,054	-0,096*	-0,096	-0,078
$\ln FV_{i,m-l}$	-0,001***	-0,001***	-0,004**	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,004**	-0,001***	-0,001***	-0,001***
$\ln dGeb_{i,t-1}$	-0,308	-0,308	0,065	-0,294	-0,294	-0,213	-0,293	-0,293	0,124	-0,276	-0,276	-0,200
$\ln Alter_{i,m-1}$	0,001*	0,001	0,003*	0,001*	0,001*	0,001*	0,001*	0,001	0,003**	0,002**	0,002*	0,001*
Konstante	0,038**	0,038***	0,034**	0,013	0,013	0,016**	0,037**	0,037***	0,032**	0,012	0,012	0,016**
$R^2$	65,45%	65,45%	3,78%	5,24%	5,24%	1,44%	65,45%	65,45%	3,84%	5,25%	5,25%	1,44%
Adj. $R^2$	64,40%			2,37%			64,40%			2,38%		
N	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907	4907

Panel C: Zeitraum nach dem Skandal (September 2003 – Dezember 2006)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	$RT1_{i,m-1}$						$RT2_{i,m-1}$					
	$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$			$R_{i,m}$			$\ddot{U}R_{i,m}$		
	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE	OLS	CRE	PCSE
$RT1_{i,m-1}$	0,001	0,001	0,002	0,001	0,001	0,000						
$RT2_{i,m-1}$							0,000	0,000	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002
$R_{i,m-1}$	0,017	0,017	-0,061				0,018	0,018	-0,061			
$\ddot{U}R_{i,m-1}$				0,012	0,012	0,015				0,012	0,012	0,015
$AA_{i,m-1}$	0,101***	0,101**	0,169***	0,100***	0,100**	0,104***	0,098***	0,098*	0,163***	0,097***	0,097*	0,100***
$\ln FV_{i,m-1}$	-0,001	-0,001	-0,001**	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001**	-0,001	-0,001	-0,001
$\ln dGeb_{i,t-1}$	0,241*	0,241	0,576	0,213	0,213	0,244	0,248*	0,248	0,595	0,222*	0,222	0,254
$\ln Alter_{i,m-1}$	0,001*	0,001	0,001	0,001*	0,001	0,001	0,001*	0,001	0,001	0,001*	0,001	0,001
Konstante	0,051***	0,051***	0,008	-0,003	-0,003	-0,006	0,051***	0,051***	0,008	-0,003	-0,003	-0,006
$R^2$	53,71%	53,71%	1,13%	2,39%	2,39%	0,61%	53,71%	53,71%	1,12%	2,38%	2,38%	0,61%
Adj. $R^2$	53,06%			1,02%			53,06%			1,02%		
$N$	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265	3265

\*\*\*, \*\*, \* bezeichnet einen Einfluss auf dem 1%-, 5%-, bzw. 10%-Signifikanzniveau.

## **Rapid Trading among German Equity Mutual Funds**

**Abstract:** This paper is the first to examine rapid trading among German equity mutual fund investors. Using data on inflows and outflows provided by a large German mutual fund company, we find strong evidence for rapid trading. It is particularly pronounced for small funds, risky funds, funds with low nominal prices, and international funds. However, we find no evidence of market timing activities. Furthermore, unlike in the US, rapid trading is less pronounced for funds with high loads. This shows that rapid trading among German fund investors is not explained by churning due to brokers' advice. Rather, our results are consistent with the view that some investors use mutual funds for short-term, speculative purposes. The funds among which we observe the strongest rapid trading show lottery-like characteristics. Regarding fund performance, we find (at most) only very weak evidence for a negative impact of rapid trading on fund performance before the fund scandal of 2003, and no evidence afterwards.

Keywords: Mutual Funds · Rapid Trading · Mutual Fund Scandal

cfr working papers are available for download from [www.cfr-cologne.de](http://www.cfr-cologne.de).

hardcopies can be ordered from: centre for financial research (cfr),  
albertus magnus platz, 50923 koeln, germany.

### 2009

No.	Author(s)	Title
09-04	J. Fang, S. Ruenzi	Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft
09-03	A. Banegas, B. Gillen, A. Timmermann, R. Wermers	The Performance of European Equity Mutual Funds
09-02	J. Grammig, A. Schrimpf, M. Schuppli	Long-Horizon Consumption Risk and the Cross-Section of Returns: New Tests and International Evidence
09-01	O. Korn, P. Koziol	The Term Structure of Currency Hedge Ratios

### 2008

No.	Author(s)	Title
08-12	U. Bonenkamp, C. Homburg, A. Kempf	Fundamental Information in Technical Trading Strategies
08-11	O. Korn	Risk Management with Default-risky Forwards
08-10	J. Grammig, F.J. Peter	International Price Discovery in the Presence of Market Microstructure Effects
08-09	C. M. Kuhnen, A. Niessen	Is Executive Compensation Shaped by Public Attitudes?
08-08	A. Pütz, S. Ruenzi	Overconfidence among Professional Investors: Evidence from Mutual Fund Managers
08-07	P. Osthoff	What matters to SRI investors?
08-06	A. Betzer, E. Theissen	Sooner Or Later: Delays in Trade Reporting by Corporate Insiders
08-05	P. Linge, E. Theissen	Determinanten der Aktionärspräsenz auf Hauptversammlungen deutscher Aktiengesellschaften
08-04	N. Hautsch, D. Hess, C. Müller	Price Adjustment to News with Uncertain Precision
08-03	D. Hess, H. Huang, A. Niessen	How Do Commodity Futures Respond to Macroeconomic News?
08-02	R. Chakrabarti, W. Megginson, P. Yadav	Corporate Governance in India
08-01	C. Andres, E. Theissen	Setting a Fox to Keep the Geese - Does the Comply-or-Explain Principle Work?

**2007**

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

**2006**

No.	Author(s)	Title
06-13	S. Čeljo-Hörhager, A. Niessen	How do Self-fulfilling Prophecies affect Financial Ratings? - An experimental study -
06-12	R. Wermers, Y. Wu, J. Zechner	Portfolio Performance, Discount Dynamics, and the Turnover of Closed-End Fund Managers
06-11	U. v. Lilienfeld-Toal, S. Ruenzi	Why Managers Hold Shares of Their Firm: An Empirical Analysis
06-10	A. Kempf, P. Osthoff	The Effect of Socially Responsible Investing on Portfolio Performance
06-09	R. Wermers, T. Yao, J. Zhao	The Investment Value of Mutual Fund Portfolio Disclosure
06-08	M. Hoffmann, B. Kempa	The Poole Analysis in the New Open Economy Macroeconomic Framework
06-07	K. Drachter, A. Kempf, M. Wagner	Decision Processes in German Mutual Fund Companies: Evidence from a Telephone Survey

No.	Author(s)	Title
06-06	J.P. Krahenen, F.A. Schmid, E. Theissen	Investment Performance and Market Share: A Study of the German Mutual Fund Industry
06-05	S. Ber, S. Ruenzi	On the Usability of Synthetic Measures of Mutual Fund Net-Flows
06-04 06-03	A. Kempf, D. Mayston O. Korn, C. Koziol	Liquidity Commonality Beyond Best Prices Bond Portfolio Optimization: A Risk-Return Approach
06-02	O. Scaillet, L. Barras, R. Wermers	False Discoveries in Mutual Fund Performance: Measuring Luck in Estimated Alphas
06-01	A. Niessen, S. Ruenzi	Sex Matters: Gender Differences in a Professional Setting

## 2005

No.	Author(s)	Title
05-16	E. Theissen	An Analysis of Private Investors' Stock Market Return Forecasts
05-15	T. Foucault, S. Moinas, E. Theissen	Does Anonymity Matter in Electronic Limit Order Markets
05-14	R. Kosowski, A. Timmermann, R. Wermers, H. White	Can Mutual Fund „Stars“ Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis
05-13	D. Avramov, R. Wermers	Investing in Mutual Funds when Returns are Predictable
05-12	K. Giese, A. Kempf	Liquiditätsdynamik am deutschen Aktienmarkt
05-11	S. Ber, A. Kempf, S. Ruenzi	Determinanten der Mittelzuflüsse bei deutschen Aktienfonds
05-10	M. Bär, A. Kempf, S. Ruenzi	Is a Team Different From the Sum of Its Parts? Evidence from Mutual Fund Managers
05-09	M. Hoffmann	Saving, Investment and the Net Foreign Asset Position
05-08	S. Ruenzi	Mutual Fund Growth in Standard and Specialist Market Segments
05-07	A. Kempf, S. Ruenzi	Status Quo Bias and the Number of Alternatives - An Empirical Illustration from the Mutual Fund Industry –
05-06	J. Grammig, E. Theissen	Is Best Really Better? Internalization in Xetra Best
05-05	H. Beltran, J. Grammig, A.J. Menkveld	Understanding the Limit Order Book: Conditioning on Trade Informativeness
05-04	M. Hoffmann	Compensating Wages under different Exchange rate Regimes
05-03	M. Hoffmann	Fixed versus Flexible Exchange Rates: Evidence from Developing Countries
05-02	A. Kempf, C. Memmel	On the Estimation of the Global Minimum Variance Portfolio
05-01	S. Frey, J. Grammig	Liquidity supply and adverse selection in a pure limit order book market

## 2004

No.	Author(s)	Title
04-10	N. Hautsch, D. Hess	Bayesian Learning in Financial Markets – Testing for the Relevance of Information Precision in Price Discovery

No.	Author(s)	Title
04-09	A. Kempf, K. Kreuzberg	Portfolio Disclosure, Portfolio Selection and Mutual Fund Performance Evaluation
04-08	N.F. Carline, S.C. Linn, P.K. Yadav	Can the Stock Market Systematically make Use of Firm- and Deal-Specific Factors when Initially Capitalizing the Real Gains from Mergers and Acquisitions
04-07	J.J. Merrick, Jr., N.Y. Naik, P.K. Yadav	Strategic Trading Behavior and Price Distortion in a Manipulated Market: Anatomy of a Squeeze
04-06	N.Y. Naik, P.K. Yadav	Trading Costs of Public Investors with Obligatory and Voluntary Market-Making: Evidence from Market Reforms
04-05	A. Kempf, S. Ruenzi	Family Matters: Rankings Within Fund Families and Fund Inflows
04-04	V. Agarwal, N.D. Daniel, N.Y. Naik	Role of Managerial Incentives and Discretion in Hedge Fund Performance
04-03	V. Agarwal, W.H. Fung, J.C. Loon, N.Y. Naik	Liquidity Provision in the Convertible Bond Market: Analysis of Convertible Arbitrage Hedge Funds
04-02	A. Kempf, S. Ruenzi	Tournaments in Mutual Fund Families
04-01	I. Chowdhury, M. Hoffmann, A. Schabert	Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary Transmission



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