

**Johann Wolfgang Goethe-Universität, Frankfurt am Main**  
**Fachbereich Wirtschaftswissenschaften**  
**Working Paper Series: Finance & Accounting**

**Joachim Grammig**  
**Dirk Schiereck**  
**Erik Theissen**

**Informationsbasierter Aktienhandel über IBIS\***

**No. 29**  
**Januar 1999**

**ISSN 1434-3401**

Dr. Joachim Grammig, Institut für Statistik und Ökonometrie an der Johann-Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt, Mertonstr. 17-21, 60325 Frankfurt.

Dr. Dirk Schiereck, Lehrstuhl für ABWL, Finanzwirtschaft, insbesondere Bankbetriebslehre der Universität Mannheim, L 5, 2, 68131 Mannheim.

Dr. Erik Theissen, Lehrstuhl für Kreditwirtschaft und Finanzierung an der Johann-Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt, Mertonstr. 17-21, 60325 Frankfurt.

---

\* Eine frühere Fassung dieses Beitrags trug den Titel „Liquidität und Informationsverarbeitung beim Handel deutscher Aktien. Für wertvolle Anregungen bedanken wir uns bei Dr. Hans Hirth, Dr. Carl-Heinrich Kehr, Dr. Alexander Kempf, Olaf Korn, Dr. Gunter Löffler, Dr. Torsten Lüdecke, Prof. Dr. Christian Schlag, den Teilnehmern des finanzwirtschaftlichen Kolloquiums der Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt und den Teilnehmern der 5. Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Finanzwirtschaft, Hamburg

# Informationsbasierter Aktienhandel über IBIS

Januar 1999

**Zusammenfassung:** Kursänderungen auf Aktienmärkten können informationsinduziert durch neu zu verarbeitende Informationen oder liquiditätsinduziert durch kurzfristige Angebots- bzw. Nachfrageüberhänge auftreten. Diese zwei so unterschiedlich verursachten Kursreaktionen sind in empirischen Untersuchungen nur schwer zu trennen. Das Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) bietet eine theoretische Basis zur separaten Erfassung von liquiditätsorientiertem und informationsbasiertem Handel und eröffnet darüber hinaus auch einen Weg zur empirischen Quantifizierung dieser Größen.

In der vorliegenden Untersuchung nutzen wir diesen Ansatz zur Analyse des Handels deutscher Aktien über das Computerhandelssystem IBIS. Dabei zeigt sich, daß innerhalb der DAX-Werte Informationsereignisse bei den sehr stark gehandelten Aktien nicht häufiger als bei weniger oft gehandelten Werten auftreten. Die Unterschiede im Handelsvolumen sind auf unterschiedlich starke Handelsaktivität sowohl informierter als auch uninformatierter Marktteilnehmer zurückzuführen. Weiterhin zeigt sich, daß das Risiko, mit informierten Marktteilnehmern zu handeln, bei den sehr umsatzstarken Aktien am geringsten ist.

In Einklang mit dem sogenannten Montagseffekt ist die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von negativen Informationsereignissen zu Wochenanfang besonders groß. Dieses Ergebnis könnte durch eine Tendenz von Managern erklärt werden, negative Informationen freitags nach Börsenschluß zu veröffentlichen. Eine getrennte Untersuchung für Handelstage mit niedriger und solche mit hoher Volatilität zeigt, daß an Handelstagen mit höherer Volatilität die Handelsintensität sowohl informierter als auch uninformatierter Investoren größer ist. Auch die Wahrscheinlichkeit, an solchen Tagen mit besser informierten Marktteilnehmern zu handeln, steigt. Dieser Anstieg ist allerdings nicht statistisch signifikant.

JEL-Klassifikation: G10

Keywords:

## 1. Problemstellung

Theoretische Analysen zur Marktstruktur von Finanzmärkten basieren häufig auf dem Zusammenspiel von drei Gruppen von Marktteilnehmern: uninformierte, aus exogen gegebenen Liquiditätsmotiven handelnde Anleger, Investoren mit überlegener, privater Information und ein kompetitiver, risikoneutraler Market Maker.<sup>1</sup> Für einen Investor, der mehrere Börsenplätze zur Durchführung seiner Wertpapiertransaktionen zur Auswahl hat, ist die Kenntnis der genauen Zusammensetzung der Marktteilnehmerschaft eine sehr hilfreiche Information, erlaubt sie ihm doch abzuschätzen, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, mit einem überlegen informierten Marktteilnehmer zu kontrahieren.

Ansätze zur Analyse der Zusammensetzung der Marktteilnehmerschaft, die mit vertretbarem Aufwand und ohne übermäßige Vereinfachungen eine empirische Implementierung erlauben, sind bislang selten. Lediglich über die Geld-Brief-Spanne und ihre Zerlegung ist seit langem eine indirekte Möglichkeit bekannt, aus den Kosten eines Market Makers durch Transaktionen mit überlegen informierten Marktteilnehmern Rückschlüsse auf die Marktteilnehmerstruktur zu ziehen. Das Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) bietet eine theoretische Basis zur direkten Separation von liquiditätsorientiertem und informationsbasiertem Handel und eröffnet darüber hinaus auch einen Weg zur empirischen Quantifizierung dieser Größen. Dieses Modells wird deshalb nachfolgend angewandt, um Aufschlüsse über die Marktteilnehmerstruktur im computergestützten Aktienhandel über das Börsenhandelssystem IBIS zu erlangen. Konkret werden für die 30 Anfang 1995 im Deutschen Aktienindex DAX enthaltenen Aktien die a priori-Wahrscheinlichkeiten, mit überlegen informierten Marktteilnehmern zu handeln, approximativ ermittelt und bewertet.

Dabei zielt unsere Untersuchung insbesondere auf drei Fragen:

1. Gibt es innerhalb der betrachteten Gruppe von Aktien Unterschiede in der Häufigkeit des Auftretens von kursrelevanten neuen Informationen?
2. Wie hoch ist der Anteil informierter Marktteilnehmer im Handel der einzelnen Aktien, wenn neue kursrelevante Informationen zu verarbeiten sind? Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, auf einen solchen informierten Marktteilnehmer zu stoßen?
3. Wie hoch ist das durchschnittliche Niveau an uninformiert agierenden "Noise Traders" und das durch sie bereitgestellte Maß an Marktliquidität bei den verschiedenen Aktien?

Neben konkreten Schätzergebnissen zu diesen drei zentralen Aspekten wird im Rahmen der Untersuchung auch auf Fragen eingegangen, die sich bezüglich struktureller Schwankungen im Zeitablauf stellen. So wird analysiert, inwieweit die als Montageseffekt bekannte Renditeanomalie durch systematische Abweichungen in der Zusammensetzung der Marktteilnehmerschaft oder der Wahrscheinlichkeit für das Eintreten von Informationsereignissen zu erklären ist. Vor dem gleichen Hintergrund wird des weiteren gezeigt, welche Unterschiede bezüglich des Auftretens neuer Informationen oder der Anzahl informierter Marktteilnehmer an Handelstagen, die durch einen volatilen Kursverlauf gekennzeichnet sind, gegenüber ruhigeren Handelsperioden im Untersuchungszeitraum sichtbar wurden.

Für die weitere Bearbeitung dieser Fragen wird zunächst in Abschnitt 2 detailliert ein jüngeres Modell

---

<sup>1</sup> Vgl. für eines der ersten und zentralen Modelle in diesem Kontext Kyle (1985) sowie für einen Überblick Hirth (1997).

von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) vorgestellt, das die Grundlage unserer Analyse bildet. Danach geht Abschnitt 3 kurz auf Datenauswahl und Untersuchungsaufbau ein, bevor Abschnitt 4 unsere Untersuchungsergebnisse für den Aktienhandel im deutschen IBIS-System präsentiert. Abschnitt 5 beschließt die Untersuchung mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick.

## 2. Analysen zur Zusammensetzung der Marktteilnehmerschaft an Aktienmärkten

Das anerkannteste Maß zur Beurteilung der Liquidität eines Marktes und der Informationsrisikokosten ist die Geld-Brief-Spanne<sup>2</sup> (Bid-Ask Spread). Sie bezeichnet die Differenz zwischen dem niedrigsten Preisgebot, zu dem ein Wertpapier aktuell gekauft, und dem höchsten Preisgebot, zu dem es aktuell verkauft werden kann. Die festen Preisgebote stammen dabei aus der Einstellung limitierter Aufträge in ein offenes Orderbuch oder von Market Makern. Dadurch wird für Anleger die Möglichkeit geschaffen, jederzeit mit Sicherheit zu einem im voraus bekannten Preis eine Transaktion zu tätigen. Eine nähere Analyse zeigt sowohl informations- als auch liquiditätsbezogene Komponenten der Spanne.

Insbesondere den Market Makern entstehen bei der Bereitstellung jederzeitiger Transaktionsmöglichkeiten Kosten, die in der Geld-Brief-Spanne reflektiert werden. Zunächst sind hier fixe und variable Geschäftsabwicklungskosten zu nennen. Die zweite Kostenkategorie bilden sogenannte Lagerhaltungskosten (Inventory Costs). Die jederzeitige Transaktionsbereitschaft führt dazu, daß Market Maker häufig Portfolios halten, die nicht die von ihnen gewünschte Zusammensetzung, insbesondere ein zu hohes unsystematisches Risiko aufweisen.<sup>3</sup> Die dadurch verursachten Kosten müssen im Marktgleichgewicht kompensiert werden. Die dritte Komponente sind die Kosten adverser Selektion (Adverse Selection Costs). Wenn es auf dem Markt Teilnehmer mit überlegener privater Information gibt, werden sie genau dann eine Transaktion tätigen, wenn diese für sie profitabel ist. Daher erleidet der Market Maker bei derartigen Transaktionen zwangsläufig einen Verlust. Da er besser informierte Marktteilnehmer nicht identifizieren und daher die verlustbringenden Transaktionen auch nicht vermeiden kann, muß die Geld-Brief-Spanne so groß sein, daß die Verluste aus Transaktionen mit Besserinformierten durch Gewinne aus Transaktionen mit den übrigen Marktteilnehmern mindestens ausgeglichen werden.<sup>4</sup> Für eine differenzierte Beurteilung der Liquidität eines Marktes müssen die drei Komponenten der Geld-Brief-Spanne getrennt ermittelt werden. Hierzu sind verschiedene Verfahren entwickelt worden, die allerdings, wie Huang und Stoll (1997) zeigen, auf ein einheitliches Modell zurückgeführt werden können. Trotzdem ergaben sich in zahlreichen empirischen Untersuchungen<sup>5</sup> zu dieser Problematik recht uneinheitliche Ergebnisse. Die Resultate hängen von der betrachteten Börse ab und vom Verfahren, mit dem die Zerlegung durchgeführt wird. Zudem sind die Datenanforderungen hoch, da neben den Transaktionsdaten auch Informationen über die Geld- und Briefpreise benötigt werden.

Angesichts dieser Situation ist es wünschenswert, andere Verfahren zu entwickeln, um die Anzahl der Transaktionen von besser informierten Investoren und die anderen Marktteilnehmern daraus resultierenden Kosten abzuschätzen. An dieser Stelle setzt das Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paper-

---

2 Spannen werden in unterschiedlichen Definitionen verwendet, auf die hier nicht eingegangen wird. Vgl. für verschiedene Spannenkonzepte Oesterhelweg und Treske (1996).

3 Vgl. Ho und Stoll (1981).

4 Vgl. Bagehot (1971) und die Modelle von Copeland und Galai (1983) sowie Glosten und Milgrom (1985).

5 Vgl. beispielsweise Glosten (1987), Glosten und Harris (1988), Stoll (1989), George, Kaul und Nimalendran (1991), Affleck-Graves, Hedge und Miller (1994), Huang und Stoll (1996), Kim und Ogden (1996), Krinsky und Lee (1996), Schmidt und Treske (1996a), Bühler und Behr (1997), Huang und Stoll (1997) oder Behr und Bühler (1998).

man (1996) an, das auch die Grundlage unserer empirischen Analyse ist. Als Datenbasis werden hier nur Informationen über erfolgte Transaktionen benötigt. Damit ist das Verfahren auch dann anwendbar, wenn die zu einer Zerlegung der Geld-Brief-Spanne in ihre Komponenten benötigten Daten nicht verfügbar sind.

In dem Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) wird ein riskantes Wertpapier gehandelt, für das täglich mit der Wahrscheinlichkeit  $\alpha$  ein Informationsereignis eintritt. Dabei handelt es sich mit der Wahrscheinlichkeit  $(1-\delta)$  um ein positives und mit der Gegenwahrscheinlichkeit  $\delta$  um ein negatives Informationsereignis. Grundsätzlich kann das Auftreten eines Informationsereignisses als exogener Prozeß betrachtet werden. Es ist jedoch denkbar, daß das Ausmaß, in dem eine Aktie von Analysten beobachtet wird, Auswirkungen auf die Wahrscheinlichkeit hat, mit der ein Ereignis entdeckt wird. Es ist daher möglich, daß es bei liquiden Aktien (die von vielen Analysten beobachtet werden) mehr "entdeckte" Informationsereignisse gibt als bei weniger liquiden Aktien.

Am Ende des Handelstages ist jede Information vollständig im Wertpapierkurs verarbeitet.<sup>6</sup> Die Informationsstruktur des Modells bedingt, daß der Wert des Wertpapiers  $V_i$  am Tag  $i$  eine Zufallsvariable ist. Bei positiver Information am Tag  $i$  hat das Wertpapier den Wert  $V_i^h$  und bei negativer Information den Wert  $V_i^l$ . Wenn keine Neuigkeiten auftreten, nimmt es den Wert  $V_i^*$  an. Es gilt:  $V_i^l < V_i^* < V_i^h$ .

Die Handelsaktivität von uninformierten Käufern und Verkäufern ist unabhängig von neuen Informationen. Ihr jeweiliges Handeln wird formal durch unabhängige Poissonprozesse beschrieben, wobei die Markteintrittsraten pro Minute für Käufer und Verkäufer jeweils  $\varepsilon$  beträgt. Informierte Marktteilnehmer, die risikoneutral und kompetitiv sind, handeln nur an Tagen, an denen ein Informationsereignis eingetreten ist. Sie kaufen das Wertpapier bei positivem und verkaufen es bei negativem Signal. Der Handel dieser informierten Marktteilnehmer wird durch einen Poisson-Prozeß mit Markteintrittsraten  $\mu$  beschrieben. Die einzelnen Poissonprozesse verlaufen unabhängig voneinander.

Der Informationsstruktur des Modells liegt die Annahme zugrunde, daß Informationsereignisse nur außerhalb der Handelszeit eintreten können. Dies ist eine idealisierende Annahme, die aber dann gerechtfertigt werden kann, wenn die außerhalb der Handelszeit eintretenden Informationsereignisse von größerer Bedeutung bzw. Kursrelevanz sind als innerhalb der Handelszeit auftretende Informationen.

Der Handel wird über einen kompetitiven, risikoneutralen Market Maker durchgeführt, der permanent Kauf- und Verkaufspreise stellt und dessen Gewinnerwartungswert gleich 0 ist. Der Market Maker kennt  $\varepsilon$  und  $\mu$ , weiß aber nicht, ob ein Informationsereignis eingetreten ist und welche Ausprägung die Information gegebenenfalls hat. Deshalb nutzt er den Orderstrom zur Anpassung seiner ex ante-Erwartung bezüglich der aktuellen Informationslage im Markt. Da die Information annahmegemäß am Ende eines Handelstages vollständig verarbeitet ist, beginnt die Erwartungsanpassung beim Market Maker täglich unabhängig von den Vortagesergebnissen. Tabelle 1 faßt die zugrundeliegenden Wahrscheinlichkeitsüberlegungen zusammen.

---

6 Alternativ kann, wie etwa in dem Modell von Admati und Pfleiderer (1988), angenommen werden, daß die Information am Ende des Handelstages veröffentlicht wird.

Tabelle 1: Wahrscheinlichkeitsüberlegungen eines Market Makers zum Informationsgehalt von Kauf- und Verkauforders

	Keine Info. in t: $P_{kl}(t)$	Gute Info. in t: $P_{gl}(t)$	schlechte Info. in t: $P_{sl}(t)$
unbedingte Wahrscheinlichkeit t=0	$(1 - \alpha)$	$\delta(1 - \alpha)$	$(1 - \delta)(1 - \alpha)$
bedingte Wahrscheinlichkeit bei Eintreffen einer Verkauforder	$\frac{\varepsilon P_{kl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{sl}(t)]}$	$\frac{\varepsilon P_{gl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{sl}(t)]}$	$\frac{(\varepsilon + \mu) P_{sl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{sl}(t)]}$
bedingte Wahrscheinlichkeit bei Eintreffen einer Kauforder	$\frac{\varepsilon P_{kl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{gl}(t)]}$	$\frac{(\varepsilon + \mu) P_{gl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{gl}(t)]}$	$\frac{\varepsilon P_{sl}(t)}{[\varepsilon + \mu P_{gl}(t)]}$

Im Laufe eines Handelstages paßt der Market Maker seine Erwartungen bezüglich der im Markt befindlichen Information in Abhängigkeit vom eintreffenden Orderstrom an. Er schätzt die Wahrscheinlichkeit, daß eintreffende Kauf- bzw. Verkauforders auf der Basis von keiner [ $P_{kl}(t)$ ], guter [ $P_{gl}(t)$ ] oder schlechter Information [ $P_{sl}(t)$ ] erfolgen. Auf der Basis dieser Einschätzungen korrigiert der Market Maker die von ihm gestellten Geld- und Briefkurse, um nicht durch den Handel mit informierten Marktteilnehmern Verluste zu erleiden. So errechnet sich für eine Kundenverkauforder ein Bid-Preis  $b$  zum Zeitpunkt  $t^7$  von

$$b(t) = \frac{[\varepsilon P_{gl}(t) V_i^h + \varepsilon P_{kl}(t) V_i^* + (\varepsilon + \mu) P_{sl}(t) V_i^l]}{[\varepsilon + \mu P_{sl}(t)]}$$

Entsprechend ergibt sich ein Ask-Preis für eine Kundenkauforder von

$$a(t) = \frac{[(\varepsilon + \mu) P_{gl}(t) V_i^h + \varepsilon P_{kl}(t) V_i^* + \varepsilon P_{sl}(t) V_i^l]}{[\varepsilon + \mu P_{gl}(t)]}$$

Wenn keine informierten Marktteilnehmer aktiv sind ( $\mu = 0$ ) und der Wertpapierhandel deshalb auch keine Information enthält, entsprechen Bid und Ask dem Erwartungswert  $E[V_i|t]$  und die Geld-Brief-Spanne ist Null. Handeln dagegen nur informierte Marktteilnehmer ( $\varepsilon = 0$ ), beträgt der Geldkurs  $V_i^l$  und der Briefkurs  $V_i^h$ , so daß selbst für informierte Investoren der Handel unattraktiv ist. Die Aufgabe der hier betrachteten Geld-Brief-Spanne, die der Market Maker zu Handelsbeginn stellt, liegt in diesem Modell lediglich in der Kompensation der Market Maker für Verluste beim Handel mit informierten Marktteilnehmern. Bestandshaltekosten und Transaktionskosten werden nicht berücksichtigt.

7 Die einzelnen Handelstage sind mit  $i$  indiziert, zur Kennzeichnung von Zeitpunkten innerhalb eines Handelstages wird der Index  $t$  verwendet.

Das hier vorgestellte Modell zeichnet sich nicht durch eine grundsätzlich neue Form der Modellierung aus. Es baut vielmehr auf bekannten sequentiellen Handelsmodellen, die von Glosten und Milgrom (1985) sowie von Easley und O'Hara (1987) und (1992) entwickelt wurden, auf. Der Fortschritt der hier betrachteten Modellvariante besteht in der Möglichkeit, zentrale Modellimplikationen direkt einer empirischen Überprüfung zu unterziehen. Diese Möglichkeit wurde von den Autoren auch genutzt; auf die dabei erzielten Ergebnisse wird nachfolgend kurz eingegangen. Zuvor sei jedoch auf zwei Restriktionen des Modells verwiesen. Sequentielle Handelsmodelle erlauben, ähnlich dem walrasianischen Marktkonzept, nicht die Abbildung strategischen Verhaltens. Außerdem ist zu beachten, daß Transaktionspreise hier einem Martingalprozeß folgen, bei dem der Erwartungswert einer Preisänderung gleich 0 ist. Diese Restriktion ist von Bedeutung bei der Anwendung des Modells zur Überprüfung von Renditeanomalien.

Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) haben ihr Modell mit Daten der New York Stock Exchange (NYSE) geschätzt. Dazu wurden zunächst alle dort gehandelten Aktien gemäß ihres Handelsvolumens geordnet und in 10 Gruppen mit gleich großem Umfang eingeteilt. Die erste Gruppe enthielt somit die 10% Aktien mit dem höchsten Handelsvolumen und die zehnte Gruppe die 10% am wenigsten gehandelten Aktien. Anschließend wurden aus den Gruppen 1, 5 und 8 jeweils 30 Aktien gezogen, für die das Modell geschätzt wurde.

Dabei zeigte sich, daß bei den aktiver gehandelten Aktien häufiger Informationsereignisse auftraten als bei den weniger aktiv gehandelten Aktien. Dies ist auch plausibel, denn diese Titel stehen im Zentrum des Interesses der institutionellen Anleger und werden dementsprechend von einer großen Zahl von Analysten permanent beobachtet. Systematische Unterschiede bezüglich der Richtung auftretender Informationsereignisse gibt es dagegen nicht, der Anteil positiver und negativer Nachrichten ist in den drei nach dem Handelsvolumen gebildeten Aktiengruppen in etwa gleich. Die Markteintrittsraten der informierten und uninformierten Marktteilnehmer,  $\mu$  bzw.  $\varepsilon$ , sind für Aktien mit höherem Handelsvolumen größer. Das bedeutet, daß das höhere Handelsvolumen der aktiver gehandelten Werte auf eine größere Zahl von Aufträgen informierter *und* uninformierter Anleger zurückzuführen ist. Aus der Wahrscheinlichkeit, mit der für eine Aktie ein Informationsereignis auftritt und den Markteintrittsraten  $\mu$  und  $\varepsilon$  läßt sich der Anteil derjenigen Transaktionen ermitteln, die auf die Existenz überlegener Informationen zurückzuführen sind. Das dadurch erfaßte Risiko, mit informierten Marktteilnehmern zu handeln, ist am geringsten bei den sehr aktiv gehandelten Aktien. Zwischen den Gruppen mit mittlerem und geringem Handelsvolumen ergaben sich hingegen keine systematischen Unterschiede. Eine der Plausibilitätsprüfung dienende Gegenüberstellung dieser Ergebnisse mit den Geld-Brief-Spannen der gehandelten Werte zeigt, daß mit dem geringeren Risiko des informationsbasierten Handels für die Aktien mit hohem Handelsvolumen auch ein geringerer Spread zu verzeichnen ist. Entsprechend dem gleichbleibenden Anteil an informationsbasierten Transaktionen gibt es hingegen keine systematischen Unterschiede zwischen der Höhe der Geld-Brief-Spannen der Werte mit mittlerem und geringem Handelsvolumen.

Die von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) gefundenen Ergebnisse decken sich weitgehend mit den Resultaten anderer Arbeiten. Zudem weisen sie ein hohes Maß an Plausibilität auf. Es erscheint daher angemessen, auf Basis des Modells eine empirische Untersuchung für den deutschen Markt durchzuführen. Dabei ist zunächst von Interesse, ob die Ergebnisse für den deutschen Markt den für die NYSE ermittelten Resultaten entsprechen. Konkret soll untersucht werden:

1. der Zusammenhang zwischen dem Handelsvolumen und der Häufigkeit des Auftretens von Informationsereignissen;
2. die Höhe des Anteils informierter Marktteilnehmer sowie der Zusammenhang zwischen diesem und dem Handelsvolumen;
3. die Höhe des Anteils uninformierter Investoren sowie der Zusammenhang zwischen diesem und dem Handelsvolumen.

Zudem soll das Modell genutzt werden, um näheren Aufschluß über bestimmte, empirisch beobachtete Regelmäßigkeiten zu erhalten. Ein solches Phänomen ist die als Montagseffekt bekannte Beobachtung, daß die vom Handelsschluß am Freitag bis zum Handelsschluß am Montag erzielten Renditen häufig negativ und signifikant niedriger als die durchschnittlichen Renditen an anderen Wochentagen sind. Im Modellkontext wäre diese Regelmäßigkeit erklärbar, wenn die montags auftretenden Informationsereignisse mit größerer Wahrscheinlichkeit negativ sind als die an anderen Wochentagen auftretenden Informationsereignisse.

Eine weitere empirisch beobachtete Regelmäßigkeit ist die, daß ein erhöhtes Handelsvolumen in der Regel mit höherer Volatilität einhergeht. Im Kontext des Modells von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) würde dies implizieren, daß an Tagen mit erhöhter Volatilität die Markteintrittsraten informierter und/oder uninformierter Marktteilnehmer größer sind als an den übrigen Tagen. Zudem kann überprüft werden, ob an Tagen mit hoher Volatilität das Risiko, mit informierten Marktteilnehmern zu handeln, besonders groß ist. Dies würde darauf hindeuten, daß die erhöhte Volatilität durch die Existenz privater Informationen verursacht wird. Damit treten zu den drei oben genannten Fragestellungen die beiden folgenden hinzu:

4. Gibt es Regelmäßigkeiten in Häufigkeit und Richtung des Auftretens von Informationsereignissen an Montagen und anderen Wochentagen?
5. Besteht ein Zusammenhang zwischen der Volatilität und den Markteintrittsraten informierter und uninformierter Investoren sowie zwischen der Volatilität und der Häufigkeit des Auftretens von Informationsereignissen?

Bevor die Ergebnisse unserer Untersuchung dargestellt werden, wird im folgenden Abschnitt die Datenbasis und die Untersuchungsmethodik beschrieben.

### **3 Untersuchungsaufbau, Datenauswahl und Schätzstatistik**

Nachdem die wesentlichen Untersuchungsziele konkretisiert wurden, ist in diesem Kapitel der Aufbau unserer Untersuchung detailliert vorzustellen. Zunächst bietet Abschnitt 3.1 einen kurzen Überblick zum Handelssystem IBIS, das die institutionelle Umgebung unserer Analyse darstellt. Danach wird in Abschnitt 3.2 zuerst die diesem Handelssystem entstammende Datenbasis beschrieben und anschließend das zur Auswertung der Daten verwendete Schätzverfahren erläutert.

#### **3.1 Institutionelle Umgebung**

Die empirische Grundlage unserer Analyse bildet der Aktienhandel über das Computerhandelssystem IBIS, das bis November 1997 eingesetzt und dann durch die Weiterentwicklung Xetra abgelöst wurde. Da bei diesem Systemwechsel alle wesentlichen Strukturmerkmale des Handelsablaufs, wie das Handelsverfahren, das offene Orderbuch und die Anonymität der Marktteilnehmer, beibehalten wurden,



erscheint die grundsätzliche Übertragbarkeit unserer Ergebnisse auf den Handel über Xetra gegeben.

Die Wahl des Handels über dieses Computersystem anstelle des Parketthandels zum Schätzen der Parameter  $\alpha$ ,  $\delta$ ,  $\varepsilon$  und  $\mu$  erfolgt aus drei Gründen. Zum einen ist die Ordergröße beim Handel in IBIS relativ konstant (vgl. etwa Schmidt, Iversen und Treske 1993, S. 214). Da in das Modell nur die Anzahl an Transaktionen, nicht aber deren Volumina eingehen, ist eine Vernachlässigung der Ordergröße hier besonders unproblematisch.<sup>8</sup> Darüber hinaus ist IBIS das einzige Handelssystem für deutsche Aktien, das mit der Modellstruktur eines kompetitiven Market Maker-Marktes vergleichbar ist und außerdem einen regen Handel garantiert. Ein möglicher Einwand besteht darin, daß in dem Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) die Annahme gemacht wird, daß informierte Marktteilnehmer stets Marktorder erteilen. Anders als in einem reinen Market-Maker-Markt ist dies im IBIS-Handel nicht zwingend der Fall. Allerdings ist die Annahme, daß informierte Marktteilnehmer auch dann Marktorder erteilen, wenn das Handelsverfahren grundsätzlich auch die Erteilung limitierter Aufträge vorsieht, in der Literatur weit verbreitet (z.B. Glosten 1994). Sie kann gerechtfertigt werden mit der Konkurrenz zwischen mehreren informierten Marktteilnehmern, die zu schnellem Handeln zwingt (wie in Holden und Subrahmanyam 1992) oder mit einer kurzfristigen Natur des Informationsvorsprungs z.B. wegen einer bevorstehenden Veröffentlichung des betreffenden Sachverhalts. Kaniel und Lu (1998) zeigen empirisch, daß unlimitierte Aufträge einen signifikant größeren Einfluß auf das Quotierungsverhalten haben als limitierte Aufträge. Auch dies spricht für einen größeren Informationsgehalt unlimitierter Aufträge.

Die folgenden Details geben einen Einblick in die institutionelle Struktur des IBIS-Handels. IBIS (Integriertes Börsenhandels- und Informationssystem) hatte einen nennenswerten Marktanteil, der im Jahr 1994 bei 29% des Gesamtumsatzes in deutschen Aktien lag. Der Handel umfaßte im Frühjahr 1995, unserem Untersuchungszeitraum, insgesamt 40 Aktien, darunter alle im DAX enthaltenen Werte, sowie einige Anleihen und Optionsscheine. Die Mindestschlußgröße beträgt für die umsatzstärksten DAX-Werte (mit Ausnahme der Allianz-Aktie) 500 Stück; für alle anderen Aktien 100 Stück. Gehandelt werden kann von 8.30 Uhr bis 17.00 Uhr. Marktteilnehmer sind Kreditinstitute und Makler. Letztere sind gehalten, bei der Feststellung amtlicher Kurse im Präsenzhandel die Marktlage in IBIS zu berücksichtigen.<sup>9</sup> Das Handelsverfahren ist eine kontinuierliche Auktion mit offenem Orderbuch. Die Marktteilnehmer können limitierte Kauf- und Verkaufsaufträge in das System einstellen. Dabei ist freiwilliges Market Making sehr verbreitet, ohne daß aber eine Verpflichtung hierzu existiert. Alle Gebote sind verbindlich, können aber jederzeit gelöscht werden. Eine Transaktion findet durch Akzeptanz eines Gebots statt. Der Abschluß erfolgt per Tastendruck; die anschließende Abwicklung wird automatisch veranlaßt. Der IBIS-Handel findet anonym statt; es ist nicht erkennbar, von wem die am Bildschirm angezeigten Gebote stammen. Auch der Partner einer Transaktion wird erst mit der Schlußnote um 16.00 Uhr identifiziert.

### **3.2 Daten und Schätzverfahren**

Unsere Daten umfassen alle IBIS-Transaktionen, die im ersten Quartal 1995 in den Aktien, die im

---

8 Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) begründen die fehlende Berücksichtigung von Transaktionsvolumina u.a. mit Hinweis auf eine Untersuchung von Jones, Kaul und Lipson (1994), die in Volumendaten keinen zusätzlichen Informationsgehalt nachweisen konnten. Auch Kempf (1998) kommt in seiner Untersuchung des DTB-Handels zu dieser Schlußfolgerung.

9 Vgl. Schmidt, Iversen und Treske (1993), S. 211.

DAX enthalten sind, durchgeführt wurden (Preis, Uhrzeit und der Hinweis, ob es sich um einen Kauf oder Verkauf handelt).<sup>10</sup> Insgesamt basiert unsere Untersuchung damit auf 212.991 Transaktionen.

Die Übertragung des Modells von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman auf den IBIS-Handel ist nicht nur unproblematisch, sondern in verschiedener Hinsicht vorteilhaft. So offerieren beim fortlaufenden Auktionshandel einzelne Marktteilnehmer Liquidität über das Plazieren von Limitorders. Bestandshaltkosten spielen dabei vermutlich eine eher untergeordnete Rolle, was insofern vorteilhaft ist, als das Modell von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman von dieser Kostenkomponente abstrahiert. Des Weiteren schränkt der permanente Wettbewerb zwischen mehreren freiwilligen Market Makern die Möglichkeit zur Ausschöpfung von Monopolrenten über die Geld-Brief-Spanne erheblich ein. Für die Schätzung des Modells sollten die Transaktionen in IBIS deshalb eine weitestgehend unverzerrte Basis bieten.

Entsprechend der Modellstruktur reflektieren die Handelsdaten die Informationsstruktur. Es kommt zu einem Übergewicht an Käufen bei positivem Informationsereignis und zu einem Übergewicht an Verkäufen bei negativem Signal. Wenn keine neue Information im Markt ist, nimmt die Zahl der Orders insgesamt ab. Beispielsweise gehen an einem Tag mit negativem Informationsereignis Verkauforders mit der Rate  $(\epsilon + \mu)$  pro Minute ein, während Kauforders nur mit der Rate  $\epsilon$  eintreffen. Die beiden stochastischen Prozesse für informierten und uninformierten Handel werden als unabhängig angenommen. Damit ist die Likelihood für die Beobachtung einer Orderfolge mit B Käufen und S Verkäufen an einem Tag mit negativem Informationsereignis

$$e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{-(\epsilon + \mu)T} \frac{[(\epsilon + \mu)T]^S}{S!}$$

Für Tage mit gutem oder ohne Informationsereignis berechnen sich die Likelihoods entsprechend. Damit ergibt sich die Likelihood, B Käufe und S Verkäufe an einem Tag unbekanntem Typs in Abhängigkeit vom Parametervektor  $\Theta$  (mit  $\Theta = \{\alpha, \delta, \epsilon, \mu\}$ ) zu beobachten, als gewogener Durchschnitt der Likelihood-Beiträge für die drei Typen von Handelstagen.

$$L[B, S | \Theta] = \alpha \delta e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{-(\epsilon + \mu)T} \frac{[(\epsilon + \mu)T]^S}{S!} + (1 - \alpha) e^{-\epsilon T} \frac{(\epsilon T)^B}{B!} e^{-\epsilon T} \frac{\epsilon T^S}{S!} \\ + \alpha (1 - \delta) e^{-(\epsilon + \mu)T} \frac{[(\epsilon + \mu)T]^B}{B!} e^{-\epsilon T} \frac{\epsilon T^S}{S!}$$

Aufgrund der getroffenen Inter-Tages-Unabhängigkeitsannahme ist die Likelihood-Funktion für eine

---

10 Wir danken Herrn Professor Hartmut Schmidt von der Universität Hamburg, der uns diese Daten zur Verfügung gestellt hat.

Beobachtung der Anzahl täglicher Käufe und Verkäufe über eine Stichprobe von  $I$  Tagen, bezeichnet als  $M(B_i, S_i)$ , das Produkt der täglichen Likelihoods.

$$L(M|\Theta) = \prod_i L[(B_i, S_i)|\Theta]$$

Durch die Maximierung dieser Funktion in Abhängigkeit vom Parametervektor  $\Theta$  erhalten wir Maximum-Likelihood-Schätzer für die gesuchten Modellparameter, die Eintrittsraten ( $\epsilon$  und  $\mu$ ) und die Wahrscheinlichkeiten ( $\alpha$  und  $\delta$ ). Da die Wahrscheinlichkeiten im Wertebereich zwischen 0 und 1 definiert sind, schätzen wir unrestringierte Parameter  $\alpha^*$  und  $\delta^*$ , die durch Logit-Transformationen in die ökonomisch interpretierbaren Wahrscheinlichkeiten überführt werden. Die Standardfehler der so geschätzten Wahrscheinlichkeiten  $\alpha$  und  $\delta$  können mit der Delta-Methode aus den Standardfehlern der unrestringiert geschätzten Parameter  $\alpha^*$  und  $\delta^*$  gewonnen werden. Die Prozeduren für die Evaluation und Maximierung der Likelihood-Funktion und die Berechnung der Standardfehler wurden von uns im GAUSS-UNIX System implementiert. Zur ML-Schätzung verwenden wir die Algorithmen aus der Constrained Maximum-Likelihood Bibliothek.<sup>11</sup> Die Ergebnisse dieser Berechnungen werden im folgenden Abschnitt 4 präsentiert.

## 4 Untersuchungsergebnisse

Nachfolgend werden zunächst in Abschnitt 4.1 die Ergebnisse der Parameterschätzungen für die einzelnen Aktien über den gesamten Untersuchungszeitraum präsentiert. Anschließend erfolgt dann in Abschnitt 4.2 eine Übersicht zu den Schätzergebnissen für zwei Subperioden. Zum einen analysieren wir in diesem Abschnitt, ob die Parameterwerte für Montage von denen für den Rest der Woche signifikant abweichen, und zum anderen betrachten wir jeweils separat Tage mit hoher und niedriger Volatilität.

### 4.1 Parameterschätzungen für den gesamten Untersuchungszeitraum

Um die detaillierten Ergebnisse übersichtlich darzustellen und zu zeigen, inwieweit für die hier untersuchten Aktien systematische Unterschiede bei den Parameterausprägungen ( $\alpha$ ,  $\delta$ ,  $\epsilon$ ,  $\mu$ ) in Abhängigkeit vom jeweiligen Handelsvolumen der einzelnen Aktien zu finden sind, werden in einem ersten Schritt die 30 DAX-Werte gemäß ihres wertmäßigen Börsenumsatzes im Jahr 1994 geordnet und in 6 Untergruppen à 5 Aktien eingeteilt. Tabelle 2 faßt die Ergebnisse der Parameterschätzungen zusammen.

---

11 Die ML-Schätzungen wurden auf dem BEUS-UNIX-Cluster der Universität Frankfurt durchgeführt. Als Maximierungsalgorithmus erwies sich der Newton-Raphson Algorithmus in den meisten Fällen als der effizienteste. In einigen Fällen verwendeten wir Quasi-Newton Verfahren (BHHH und BFGS). Je nach Wahl des Startwerts dauert die Berechnung pro Wertpapier etwa 5 bis 10 Minuten.

Tabelle 2: Ergebnisse der Modellparameterschätzungen<sup>12</sup>

Aktie	Jahresumsatz 1994 (Mrd. DM)	$\alpha$	$\delta$	$\varepsilon$	$\mu$
Deutsche Bank	224,6	0,379	0,505	0,306	0,250
Daimler-Benz	211,1	0,308	0,599	0,294	0,296
Siemens	173,4	0,427	0,252	0,235	0,228
Allianz Holding	123,2	0,372	0,380	0,086	0,121
Volkswagen	111,4	0,278	0,502	0,246	0,293
<b>Mittelwert Gruppe 1</b>	168,7	0,353	0,448	0,233	0,238
VEBA	81,6	0,312	0,443	0,126	0,149
Bayer	75,5	0,484	0,435	0,164	0,147
Mannesmann	63,6	0,505	0,455	0,126	0,128
BASF	49,4	0,373	0,447	0,132	0,194
BMW	43,6	0,439	0,436	0,046	0,068
<b>Mittelwert Gruppe 2</b>	62,7	0,423	0,443	0,119	0,137
Commerzbank	41,2	0,296	0,442	0,086	0,105
Hoechst	41,0	0,379	0,441	0,094	0,131
Thyssen	39,7	0,295	0,352	0,134	0,177
Dresdner Bank	37,9	0,232	0,208	0,047	0,076
RWE St.	36,7	0,253	0,178	0,074	0,097
<b>Mittelwert Gruppe 3</b>	39,3	0,291	0,324	0,087	0,117
Schering	26,6	0,207	0,223	0,058	0,139
VIAG	22,9	0,377	0,233	0,054	0,085
Bay. Vereinsbank	21,7	0,311	0,333	0,035	0,049
Bay. Hypo-Bank	19,6	0,463	0,496	0,032	0,046
Preussag	18,9	0,367	0,545	0,047	0,068
<b>Mittelwert Gruppe 4</b>	21,9	0,345	0,366	0,045	0,077
MAN St.	17,4	0,461	0,508	0,030	0,045
Dt. Lufthansa St.	15,5	0,295	0,515	0,052	0,089
Karstadt	12,3	0,425	0,288	0,021	0,040
Linde	12,3	0,214	0,439	0,021	0,067
Henkel	10,6	0,452	0,449	0,012	0,031
<b>Mittelwert Gruppe 5</b>	13,6	0,369	0,440	0,027	0,054
Degussa	9,9	0,262	0,225	0,015	0,037
Kaufhof Holding	9,4	0,409	0,391	0,021	0,034
Continental	9,0	0,279	0,281	0,024	0,067
Deutsche Babcock	6,4	0,307	0,590	0,013	0,041
Metallgesellschaft	5,7	0,353	0,701	0,009	0,021
<b>Mittelwert Gruppe 6</b>	8,1	0,322	0,438	0,016	0,040

Bereits auf den ersten Blick zeigt sich, daß es keine systematischen Unterschiede hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten neuer Informationen  $\alpha$  in Abhängigkeit vom Handelsvolumen gibt. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu den Resultaten von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996). Eine mögliche Erklärung dafür ist, daß es sich bei den hier betrachteten Aktien – anders als bei der Untersuchung von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) – um ein vergleichsweise homoge-

12 Unter dem Aspekt der Übersichtlichkeit verzichten wir an dieser Stelle auf eine Präsentation der Werte für die Standardfehler. Eine ergänzende Übersicht findet sich in Anhang 1.

nes Sample handelt, das insgesamt eine hohe Aufmerksamkeit von Seiten der Wertpapieranalysten erfährt und als Basis des Deutschen Aktienindex (DAX) die Grundlage für verschiedene Indexprodukte bildet.<sup>13</sup>

Auch bezüglich des Parameters  $\delta$ , der die Wahrscheinlichkeit dafür angibt, daß ein Informationsereignis negativ ist, ergeben sich keine systematischen Größeneffekte. Dies war allerdings auch nicht erwartet worden. Der Parameter  $\delta$  bietet eine Möglichkeit, das empirische Modell zu validieren. Die der Schätzung der Modellparameter zugrundeliegenden Daten umfaßten nur die Anzahl der täglichen Kauf- und Verkaufsaufträge. Renditedaten wurden nicht verwendet. Daher erlaubt eine Gegenüberstellung des für die einzelnen Aktien geschätzten Parameters  $\delta$  mit den Renditen über den Untersuchungszeitraum Rückschlüsse auf die Validität des verwendeten Modells. Je höher das geschätzte  $\delta$  ist, desto niedriger sollte die Rendite der Aktie sein. Tatsächlich zeigt sich, daß die Korrelation zwischen  $\delta$  und Rendite -0,624 (Rangkorrelation -0,570) beträgt und auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant negativ ist. Dies kann als Hinweis auf die Validität des Modells gewertet werden.

Die Raten  $\epsilon$  und  $\mu$ , die die durchschnittlichen Ankunftsraten uninformierter und informierter Marktteilnehmer schätzen, nehmen mit dem zurückgehenden Handelsvolumen deutlich ab, so daß nicht unmittelbar zu erkennen ist, bei welchen Aktien das Risiko, mit einem Besserinformierten zu handeln, besonders groß ist. Allerdings ermöglicht die Kenntnis von  $\alpha$ ,  $\epsilon$  und  $\mu$  die konkrete Berechnung der absoluten a priori-Wahrscheinlichkeit PI, zu Handelsbeginn mit einem informierten Marktteilnehmer zu handeln, gemäß der Formel<sup>14</sup>

$$PI = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\epsilon} .$$

Für die 30 hier betrachteten Aktien ergeben sich im Untersuchungszeitraum folgende Wahrscheinlichkeiten PI:

---

13 Vgl. zu diesen Indexprodukten beispielsweise Röder (1997).

14 Diese einfache Berechnungsformel setzt voraus, daß  $\delta = 0,5$  ist, eine Wahrscheinlichkeit, die auf Basis des hier vorliegenden Datensatzes nicht generell abgelehnt werden kann.

Tabelle 3: Wahrscheinlichkeiten für Handelsabschlüsse mit informierten Marktteilnehmern

Aktie	PI	Aktie	PI	Aktie	PI
Deutsche Bank	0,134	Commerzbank	0,154	MAN St.	0,259
Daimler-Benz	0,134	Hoechst	0,209	Dt. Lufthansa St.	0,203
Siemens	0,172	Thyssen	0,163	Karstadt	0,285
Allianz Holding	0,207	Dresdner Bank	0,158	Linde	0,250
Volkswagen	0,142	RWE St.	0,142	Henkel	0,371
Mittelw. Gruppe 1	0,158	Mittelw. Gruppe 3	0,165	Mittelw. Gruppe 5	0,274
VEBA	0,155	Schering	0,198	Degussa	0,252
Bayer	0,179	VIAG	0,230	Kaufhof Holding	0,250
Mannesmann	0,204	Bay. Vereinsbank	0,179	Continental	0,285
BASF	0,215	Bay. Hypo-Bank	0,250	Deutsche Babcock	0,329
BMW	0,245	Preussag	0,208	Metallgesellschaft	0,292
Mittelw. Gruppe 2	0,200	Mittelw. Gruppe 4	0,213	Mittelw. Gruppe 6	0,282

Je größer diese Wahrscheinlichkeit PI ist, desto höher ist das Risiko für einen uninformierten Marktteilnehmer, Transaktionen zu Preisen abzuschließen, bei denen er übervorteilt wird. Die (in der Literatur zumeist als uninformiert betrachteten<sup>15</sup>) Market-Maker werden sich davor schützen, indem sie die quotierte Geld-Brief-Spanne ausweiten. Deshalb ist ceteris paribus bei steigender Wahrscheinlichkeit PI mit einer größeren Spanne zu rechnen, die so die Kosten adverser Selektion abdecken soll.

Auf der Basis des hier verwendeten Datensatzes ist eine Berechnung der im Untersuchungszeitraum geforderten Geld-Brief-Spannen bei Handelseröffnung nicht möglich, da uns nur Transaktionspreise vorliegen. Das Fehlen dieser direkten Vergleichsbasis kann allerdings näherungsweise kompensiert werden, denn die Geld-Brief-Spannen der im DAX enthaltenen Aktien weisen seit Aufnahme des IBIS-Handels zumindest bis 1996 eine hohe Stabilität auf, wie ein Vergleich der Ergebnisse von Schmidt und Treske (1996a) für die Periode Februar bis September 1992 und von Schmidt, Oesterhelweg und Treske (1996) für das vierte Quartal 1994 unterstreicht.<sup>16</sup> Vor diesem Hintergrund erscheint es unproblematisch, die für das erste Quartal 1995 ermittelten Wahrscheinlichkeiten, mit einem informierten Marktteilnehmer zu handeln, den Geld-Brief-Spannen des direkt vorangegangenen vierten Quartals 1994 gegenüberzustellen. Tabelle 3 faßt die aggregierten Resultate für die sechs Untergruppen zusammen.<sup>17</sup> Dabei zeigt sich, daß, mit einer Ausnahme (Gruppen 2 und 3) die Rangfolge der Geld-Brief-Spannen mit der der geschätzten Wahrscheinlichkeit für informierten Handel übereinstimmt.

15 Vgl. Schmidt und Treske (1996a).

16 Die hohe Stabilität durchschnittlicher Spannen über Perioden von mehreren Monaten soll hier aber nicht darüber hinweg täuschen, daß innerhalb dieser Zeiträume Geld-Brief-Spannen mit zunehmendem Umsatz ansteigen und bei geringer Handelstätigkeit zurückgehen. Vgl. dazu Kempf (1998).

17 Es gilt hier zu beachten, daß die zum Vergleich mit PI herangezogenen prozentualen Spannen nicht völlig der Schwierigkeit begegnen können, daß es zu nicht-linearen Beziehungen zwischen Preisen und Spannen kommt. Der Ausweg, jeweils nur Gruppen mit Aktienkursen vergleichbarer absoluter Höhe zu verwenden, wie dies Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) tun, erscheint bei dem hier genutzten kleinen Datensatz nicht sinnvoll. Es sei aber darauf verwiesen, daß es keine monotone Ordnung der durchschnittlichen Aktienkurse über die sechs Gruppen gibt. So sind die durchschnittlichen Aktienkurse der Untergruppen 4 und 5 bspw. deutlich größer als die der Untergruppen 2 und 3.

Tabelle 4: Insiderhandelswahrscheinlichkeit und Geld-Brief-Spannen<sup>18</sup>

Gruppe	PI	Geld-Brief-Spanne Okt.-Dez. 1994	Geld-Brief-Spanne Febr.-Sept. 1992
Gruppe 1	0,153	0,19	0,20
Gruppe 2	0,196	0,26	0,31
Gruppe 3	0,164	0,28	0,34
Gruppe 4	0,228	0,44	0,55
Gruppe 5	0,270	0,68	0,98
Gruppe 6	0,287	1,38	1,36

Im nächsten Schritt sind nun die Ergebnisse auf ihre statistische Signifikanz hin zu überprüfen. Ein Test der in Abschnitt 2 formulierten Hypothesen kann durchgeführt werden, indem für die 30 Aktien die Korrelation bzw. Rangkorrelation zwischen dem Umsatz<sup>19</sup> - unserem Größenkriterium - und den betreffenden Parametern ermittelt und dann geprüft wird, ob der (Rang)Korrelationskoeffizient signifikant größer bzw. kleiner 0 ist. Die Ergebnisse sind in folgender Tabelle 5 dargestellt:

Tabelle 5: Korrelation von Handelsvolumen und Schätzwerten für die Modellparameter

	$\alpha$	$\delta$	$\epsilon$	$\mu$	PI
Korrelation	0,101	0,139	0,927*	0,847*	-0,613*
Rangkorrelation	0,173	-0,005	0,926*	0,891*	-0,788*

\*: (Rang)Korrelation signifikant verschieden von Null (einseitiger Test) auf dem 1%-Niveau

Anders als bei den Ergebnissen von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) erreicht der Zusammenhang zwischen dem Handelsvolumen der Aktien und der Häufigkeit des Auftretens von Informationsereignissen kein statistisch signifikantes Niveau. Es wurde bereits erwähnt, daß dies daran liegen kann, daß sich diese Untersuchung auf die 30 Aktien des DAX konzentriert, die ein vergleichsweise homogenes Sample bilden. Auch zwischen Handelsvolumen und der Wahrscheinlichkeit, eine auftretende Information sei negativ, besteht kein Zusammenhang; ein solcher Zusammenhang findet sich in den USA ebenfalls nicht und war auch nicht erwartet worden.

Ein höchst signifikanter Zusammenhang zeigt sich dagegen zwischen Handelsvolumen und den Markteintrittsraten informierter und uninformierter Marktteilnehmer. Als zusätzliche Erkenntnis ist dabei festzuhalten, daß der höhere Umsatz der umsatzstärkeren Aktien auf das verstärkte Auftreten informierter *und* uninformierter Marktteilnehmer zurückzuführen ist. Schließlich zeigt der signifikant negative Zusammenhang zwischen Größe und PI, daß die Wahrscheinlichkeit, mit einem informierten Marktteilnehmer zu handeln, in der Tat um so größer wird, je geringer das Handelsvolumen für die jeweilige Aktie ist.

Die mit der dargestellten Korrelationsanalyse ermittelten Resultate wurden anhand zweier weiterer Tests bestätigt. Der erste dieser Tests ist ein Page-Test; ein nichtparametrischer Test, mit dem die Hypothese, die geschätzten Parameter seien in allen Gruppen gleich, gegen eine beliebige Alternativhypothese (hier: ein monotoner Zusammenhang) getestet wird. Der zweite Test ist ein t-Test, bei dem jeweils

18 Vgl. Schmidt, und Treske (1996a), S. 1052, und Schmidt, Oesterhelweg und Treske (1996), S. 111.

19 Die Verwendung des logarithmierten Umsatzes führt zu qualitativ identischen Ergebnissen.

paarweise die Gruppenmittelwerte der geschätzten Parameter verglichen werden. Dabei wurde berücksichtigt, daß die zu vergleichenden Parameter selbst zuvor geschätzt wurden. Dies geschah, indem die Varianzen der geschätzten Parameter mit der Delta-Methode ermittelt und bei der Errechnung der Teststatistik berücksichtigt wurden. Die Ergebnisse sowohl des Page-Tests als auch des t-Tests entsprechen qualitativ denen der Korrelationsanalyse, so daß auf eine Darstellung verzichtet wird.

Stellt man die Ergebnisse dieser Untersuchung den in Abschnitt 2 zusammengefaßten Ergebnissen für den US-Markt gegenüber, so ergibt sich in weiten Teilen Übereinstimmung. Es gibt aber auch Unterschiede, etwa bezüglich des in unserer Stichprobe nicht nachweisbaren Zusammenhangs zwischen Handelsvolumen und Häufigkeit des Auftretens von Informationsereignissen. Außerdem stehen sowohl unsere Ergebnisse als auch die von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) im Widerspruch zu den Resultaten von Noronha, Sarin und Saudagaran (1996), die einen zunehmenden Anteil von Insidern bei einer Erhöhung des Umsatzes finden. Allerdings wird dort kein Vergleich verschiedener Aktien vorgenommen, sondern es wird untersucht, wie sich eine Umsatzerhöhung durch Aufnahme einer Zweitnotiz an einer ausländischen Börse auf den Anteil informierten Handels auswirkt.

Insgesamt lassen sich unsere Resultate wie folgt zusammenfassen:

1. Im Gegensatz zu den Ergebnissen für den US-Markt findet sich für die Untersuchungsperiode innerhalb der DAX-Werte kein Zusammenhang dergestalt, daß bei stärker gehandelten Aktien häufiger Informationsereignisse eintreten. Die Werte für  $\alpha$ , die Wahrscheinlichkeit des Auftretens eines Informationsereignisses, sind in allen sechs Subsamples vergleichbar.
2. Die Werte für die Wahrscheinlichkeit  $\delta$ , mit der ein auftretendes Informationsereignis negativ ist, weisen wie in den USA keine signifikanten systematischen Abweichungen von 0,5 auf.
3. Die Markteintrittsraten  $\epsilon$  und  $\mu$  von uninformierten bzw. informierten Marktteilnehmern gehen in Einklang mit den Ergebnissen für den US-Markt mit abnehmendem Handelsvolumen sehr deutlich zurück.
4. Das Risiko, mit informierten Marktteilnehmern zu handeln, ist am geringsten bei den sehr umsatzstarken Aktien (Gruppen 1 bis 3 unter 20%). Es nimmt aber im Gegensatz zu den US-Ergebnissen auch von den mittelmäßig zu den wenig gehandelten DAX-Werten deutlich zu, von etwa 23% in Gruppe 4 auf 27-29% für die Gruppen 5 und 6.
5. Mit dem geringeren Risiko des informationsbasierten Handels ist auch eine Reduktion der Geld-Brief-Spannen zu verzeichnen.

Die Ergebnisse können als Anhaltspunkt dafür gewertet werden, daß in einem anonymen Computerhandelssystem wie IBIS bereits bei vergleichsweise hoch liquiden Aktien (das letzte Drittel der DAX-Werte) die Wahrscheinlichkeit recht groß ist, bei Transaktionen auf einen besser informierten Marktteilnehmer zu treffen. Dieses Risiko geht einher mit vergleichsweise hohen Geld-Brief-Spannen und bedeutet damit eine Beeinträchtigung der Liquidität. Ein interessanter Ansatzpunkt für eine zukünftige weitergehende Analyse könnten in diesem Zusammenhang vergleichbare Schätzungen auch für den Parketthandel in den DAX-Werten sein, wo die Vermutung naheliegt, daß aufgrund der weitgehend nicht vorhandenen Anonymität der Marktteilnehmer der Anteil überlegen informierter Marktteilnehmer geringer ist als im IBIS-Handel.

#### **4.2 Parameterschätzungen für Teilperioden**



Durch die separate Erfassung der Eintrittsraten von informierten und uninformierten Marktteilnehmern unter gleichzeitiger Berücksichtigung der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten neuer Informationen ermöglicht die hier genutzte Modellstruktur die Schätzung von Veränderungen der Informations- und Marktstruktur im Zeitablauf. Eine Erfassung derartiger Veränderungen kann dazu beitragen, ein besseres Verständnis für Effekte zu finden, deren empirisch belegte Existenz zum Teil im Widerspruch zu modelltheoretischen Vorhersagen steht. Die nachfolgende Analyse zeigt anhand von zwei Beispielen, Montagseffekt und Volatilitätsschwankungen, welche Fragestellungen durch Schätzung der Modellparameter des Ansatzes von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) empirisch untersucht werden können.

Der Montagseffekt stellt eine Kalenderanomalie dar, die nicht mit der Annahme eines informationseffizienten Marktes vereinbar ist und in Aktienrenditen zum Ausdruck kommt, die an Montagen signifikant kleiner sind als an anderen Wochentagen. Dieser Effekt konnte für zahlreiche Länder,<sup>20</sup> darunter auch für den deutschen Aktienmarkt,<sup>21</sup> nachgewiesen werden. Zur Erklärung wird zum einen auf die Abrechnungsmodalitäten der Wertpapierbörsen verwiesen, zum anderen werden Informationseffekte angeführt, die dadurch entstehen, daß ein gehäuftes Auftreten firmenspezifischer Informationen an Freitagen nach Börsenschluß zu beobachten ist. Insbesondere letztgenannte Effekte lassen sich auf der Basis des hier vorgestellten Modellkontextes erfassen und quantifizieren, wie die nachfolgenden Ausführungen unterstreichen werden.

Bevor die Ursachen des Montagseffektes untersucht werden können, ist zu prüfen, inwieweit auch in unserer Stichprobe ein Montagseffekt beobachtbar ist, d.h. inwieweit die durchschnittliche Rendite von Freitag auf Montag kleiner als die Rendite an den übrigen Wochentagen ist. Dies wurde anhand der Schlußwerte des IBIS-DAX überprüft (eine Überprüfung anhand der Daten für die einzelnen Aktien ist nicht sinnvoll, da wegen zu vermutender Querschnittskorrelation die Ergebnisse für die einzelnen Aktien nicht unabhängig voneinander sind). Die folgende Tabelle zeigt die Ergebnisse:

Tabelle 6: Wochentagsrenditen des DAX im Untersuchungszeitraum

	Montag (n=13)	Dienstag (n=13)	Mittwoch (n=13)	Donnerstag (n=13)	Freitag (n=13)
Rendite (%)	-0,4623	0,0572	0,0609	-0,1146	-0,2107
Standardfehler	0,249	0,255	0,194	0,355	0,307

Es zeigt sich, daß die Montagsrendite deutlich niedriger als die Renditen an den anderen Wochentagen ist. Ein t-Test führt zu dem Ergebnis, daß die Montagsrendite auf dem 10%-Niveau (zweiseitiger Test) signifikant kleiner als Null ist. Der eigentlich erforderliche Test auf Existenz eines Montagseffekts ist allerdings ein Test, ob die durchschnittliche Montagsrendite signifikant kleiner ist als die durchschnittliche Rendite an den übrigen Wochentagen. Sowohl ein entsprechender t-Test (t-Wert 1,47,  $p = 0,147$ ) als auch ein nichtparametrischer u-Test (z-Wert 1,56,  $p = 0,119$ ) führen zu Ergebnissen, die nach herkömmlichen Maßstäben nicht signifikant sind. Wir führen das auf die geringe Zahl von Beobachtungen

20 Vgl. für einen frühen internationalen Überblick Jaffe und Westerfield (1985) und für einige eingehendere Untersuchungen zu einzelnen Ländern beispielsweise Dyl und Holland (1990), Solnik (1990), Ziemba (1993) oder Abraham und Ikenberry (1994).

21 Vgl. Frantzmann (1987) oder Krämer und Runde (1993), S. 89.

(13 Montage) zurück. Wir halten andererseits aber die Hinweise auf die Existenz eines Montagseffektes für stark genug, um eine getrennte Schätzung unseres Modells für Montage und andere Wochentage durchzuführen. Dies gilt um so mehr, als ein Hauptanliegen dieses Teils der Untersuchung darin besteht, Anwendungsmöglichkeiten für das empirische Modell aufzuzeigen.

Im Kontext des Modells von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) wäre ein Montagseffekt erklärbar, wenn an Montagen auftretende Informationsereignisse mit größerer Wahrscheinlichkeit negativ sind als an anderen Tagen auftretende Informationsereignisse. Dies kann überprüft werden, indem das Modell separat für Montage und die übrigen Wochentage geschätzt und dabei getestet wird, inwieweit sich die geschätzten Parameter voneinander unterscheiden. Die Schätzergebnisse sowie die Ergebnisse eines Vorzeichen-Rang-Tests nach Wilcoxon (Wilcoxon matched pairs signed rank test) auf Gleichheit der geschätzten Parameter sind in der nachfolgenden Tabelle dargestellt.

Tabelle 7: Ergebnisse der Vorzeichen-Rang-Tests nach Wilcoxon zur Überprüfung der Signifikanz der Unterschiede zwischen den für Montage und andere Wochentage geschätzten Parametern

	$\alpha$	$\delta$	$\epsilon$	$\mu$	PI
durchschn. Differenz (Montage - and. Wochentage)	0,05	0,192	-0,022	-0,034	-0,007
z-Wert	1,02	2,54*	4,78*	3,55*	0,52

\*: Statistisch signifikant verschieden auf dem 1%-Niveau (einseitiger Test); die z-Werte beruhen auf der für  $n > 25$  zulässigen Normalverteilungsapproximation

Im Computerhandel über IBIS wird während des Untersuchungszeitraums an Montagen statistisch signifikant weniger gehandelt als im Durchschnitt der übrigen Wochentage.<sup>22</sup> Die Markteintrittsraten der uninformatierten Marktteilnehmer  $\epsilon$  ist bei allen 30 Aktien an Montagen niedriger als an anderen Tagen, im Durchschnitt um -0,022 mit einem Schwankungsbereich von -0,001 (VIAG, Henkel) bis -0,077 (Deutsche Bank). Auch die Rate  $\mu$  für den Markteintritt informierter Händler fällt bei 26 der 30 Werte an Montagen geringer aus. Der durchschnittliche Rückgang ist mit -0,034 größer als bei der Rate  $\epsilon$  für die uninformatierten Marktteilnehmer, allerdings mit einem erheblichen Schwankungsbereich von +0,083 (VIAG) bis -0,195 (Volkswagen).

Da der Montagseffekt u.a. mit Informationsereignissen zum Wochenschluß begründet wird und die Frist für die Entstehung neuer Informationen bedingt durch das Wochenende an Montagen besonders groß ist, liegt die Vermutung nahe, daß die Wahrscheinlichkeit  $\alpha$  für das Auftreten neuer Information an Montagen größer als im Durchschnitt der übrigen Tage ist. Diese Vermutung findet sich aber bestenfalls ansatzweise in den Resultaten der entsprechenden Parameterschätzungen wieder. Für 19 der 30 Aktien zeigt sich eine erhöhte Wahrscheinlichkeit für ein Informationsereignis an Montagen. Im Mittel aller Aktien ist  $\alpha$  an Montagen 5 Punkte höher, diese Differenz ist allerdings nicht statistisch signifikant. Die Ergebnisse für die Einzelwerte weisen sehr starke Schwankungen von +34%-Punkte (RWE) bis -24%-Punkte (VIAG) auf. Wenn ein Informationsereignis auftritt, ist es an Montagen eher

22 Eine Übersicht mit den Mittelwerten und Standardfehlern für die Parameterschätzungen aller Aktien findet sich in Anhang 2 und 3.

negativ. Die entsprechende Wahrscheinlichkeit  $\delta$  ist für 24 der Aktien montags höher - im Durchschnitt um statistisch signifikante 19%-Punkte. Diese Häufung von Informationsereignissen negativen Inhalts an Montagen läßt für diesen Wochentag auch eine im Vergleich zu anderen Tagen geringere tägliche Aktienrendite erwarten, die im Einklang mit dem Phänomen des Montagseffekts steht.

Die insgesamt höhere Wahrscheinlichkeit eines Informationsereignisses an Montagen führt aber bei gleichzeitigem Rückgang der Markteintrittsraten informierter Marktteilnehmer nicht zu einer erhöhten Gefahr, beim Geschäftsabschluß mit einem überlegen informierten Marktteilnehmer übervorteilt zu werden. Im Durchschnitt unterscheidet sich diese Wahrscheinlichkeit  $PI$  an Montagen gerade um (nicht signifikante) 0,7%-Punkte vom Mittel der übrigen Handelstage, so daß erhöhte Kosten adverser Selektion, wie sie Schmidt und Treske (1996b) insbesondere beim Handel umsatzschwächerer DAX-Werte an Montagen finden, durch unsere Resultate nicht zu erklären sind.

Die Testergebnisse unterstreichen, daß weder die Häufigkeit für das Auftreten von Informationsereignissen noch die Wahrscheinlichkeit, mit einem besser Informierten zu handeln, an Montagen von den Ergebnissen an anderen Wochentagen abweicht. Dagegen ist die Handelsintensität montags eindeutig geringer: die Markteintrittsraten sowohl informierter als auch uninformierter Investoren sind signifikant kleiner. Dieses Ergebnis korrespondiert mit einem an Montagen niedrigeren Handelsvolumen. Die niedrigeren Renditen an Montagen können mit der größeren Wahrscheinlichkeit dafür erklärt werden, daß auftretende Informationsereignisse negativer Natur sind. Ein möglicher Grund für diese größere Wahrscheinlichkeit ist der, daß Manager negative Nachrichten bevorzugt freitags nach Börsenschluß veröffentlichten.<sup>23</sup>

Neben der Untersuchung des Montagseffektes kann unser Modell auch dazu genutzt werden, die Gründe für die an einigen Tagen größere Renditevolatilität zu analysieren. Grundsätzlich kann erhöhte Volatilität unabhängig von Informationsereignissen auftreten, durch neue öffentlich verfügbare Informationen oder durch neue private Informationen hervorgerufen werden. French und Roll (1986) zeigen, daß Volatilität tendenziell auf die Verarbeitung privater Informationen während der Handelszeit zurückzuführen ist. Zudem ist es eine empirisch wohl fundierte Beobachtung, daß Volatilität und Handelsvolumen positiv miteinander korreliert sind, daß also an Tagen mit höherer Volatilität auch mehr gehandelt wird. Im Kontext unseres Modells führt dies zu folgenden testbaren Hypothesen:

1. Tage mit höherer Volatilität sind tendenziell Tage, an denen ein Informationsereignis stattfindet. Daher sollte der Parameter  $\alpha$  an diesen Tagen größer sein.
2. Zudem sollten an Tagen mit höherer Volatilität die Markteintrittsraten informierter und/oder uninformierter Investoren höher sein.
3. Schließlich sollte an Tagen mit höherer Volatilität die Wahrscheinlichkeit  $PI$ , mit einem informierten Investor zu handeln, größer sein.

Um diese Hypothesen zu überprüfen, wurden für jede Aktie die Handelstage in zwei Gruppen eingeteilt; Tage mit niedriger und Tage mit hoher Volatilität. Volatilität wurde gemessen als die Differenz zwi-

---

23 Obwohl ein derartiges Verhalten mit der Beobachtung eines Montagseffektes vereinbar ist, kann es diesen Effekt nicht erklären. Auf einem informationseffizienten Kapitalmarkt wäre nämlich zu erwarten, daß die Marktteilnehmer das Verhalten der Manager antizipieren und sich daher von der Veröffentlichung negativer Neuigkeiten am Wochenende nicht überraschen lassen.

schen Tageshöchst- und Tagestiefstpreis, dividiert durch den Mittelwert aus diesen beiden Preisen. Für die beiden Subsamples wurde das Modell getrennt geschätzt.<sup>24</sup>

Die Parameterschätzungen zeigen, daß an Tagen mit niedriger Volatilität weniger gehandelt wird. Für alle 30 Aktien ist die Markteintrittsrate  $\epsilon$  der nicht informierten Händler an diesen Tagen niedriger, die Differenz beträgt -0,039 mit einem Schwankungsintervall von - 0,003 (Henkel) bis -0,133 (Daimler-Benz). Auch informierte Marktteilnehmer kommen bei 28 der 30 Aktien seltener auf den Markt, die Eintrittsrate  $\mu$  nimmt im Schnitt um 0,046 ab. Der Schwankungsbereich ist hier etwas größer, er reicht von +0,020 (Dresdner Bank) bis -0,212 (RWE). Tage mit hoher Volatilität sind außerdem tendenziell eher Tage, an denen ein Informationsereignis zu verarbeiten ist. Die Wahrscheinlichkeit  $\alpha$  ist in dieser Zeit im Mittel um 5%-Punkte höher als an Tagen geringer Volatilität. Diese Differenz in den Wahrscheinlichkeitswerten unterliegt allerdings großen aktienspezifischen Schwankungen. Der geschätzte Parameter  $\alpha$  ist jedoch für 21 der 30 Aktien an volatilen Tagen höher, am höchsten bei Schering mit +25%-Punkten (im Vergleich zu den Tagen mit niedrigerer Volatilität), während gleichzeitig andere Aktien starke Rückgänge in den Werten von  $\alpha$  verzeichnen, am stärksten RWE mit -38%-Punkte.

Aus der geringeren Handelstätigkeit informierter Händler an wenig volatilen Tagen und dem gleichzeitigen Rückgang der Wahrscheinlichkeit für das Auftreten neuer Informationen ergibt sich als Nettoeffekt in dieser Zeit eine um 1,6%-Punkte niedrigere durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, mit einem informierten Marktteilnehmer zu handeln. Dieser Effekt tritt ebenfalls für 21 der 30 Aktien auf; die Einzelergebnisse (wiederum im Vergleich zu den Tagen mit niedrigerer Volatilität) schwanken zwischen -19%-Punkten (Continental) bis +15%-Punkten bei der Metallgesellschaft.

Ein Vergleich der geschätzten Parameter kann wiederum anhand des Vorzeichen-Rang-Tests nach Wilcoxon erfolgen. Die Ergebnisse finden sich in der nachfolgenden Tabelle:

Tabelle 8: Ergebnisse der Vorzeichen-Rang-Tests nach Wilcoxon

	$\alpha$	$\delta$	$\epsilon$	$\mu$	PI
durchschn. Differenz (hohe - niedrige Volatilität)	0,054	0,127	0,039	0,046	0,016
z-Wert	0,98	0,83	4,78*	3,96*	1,35

\*: Statistisch signifikant verschieden auf dem 1%-Niveau (einseitiger Test); die z-Werte beruhen auf der für  $n > 25$  zulässigen Normalverteilungsapproximation

Die Testergebnisse unterstreichen die oben getroffenen Aussagen. Zwar ist im Durchschnitt die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines Informationsereignisses an Tagen mit hoher Volatilität um etwa 5% größer, jedoch ist dieser Unterschied nicht statistisch signifikant. Entsprechend der oben formulierten Hypothese ist die Markteintrittsrate informierter Investoren an Tagen hoher Volatilität signifikant größer. Auch die Markteintrittsrate uninformierter Investoren ist signifikant größer. Die Wahrscheinlichkeit, mit einem informierten Investor zu handeln, ist zwar an Tagen mit hoher Volatilität im Durchschnitt größer, der Unterschied jedoch nicht signifikant. Das Ergebnis höherer Markteintrittsraten in-

24 Eine Übersicht mit den Mittelwerten und Standardfehlern für die Parameterschätzungen aller Aktien findet sich in Anhang 4 und 5.

formierter und uninformierter Investoren ist im übrigen kompatibel mit der häufig beobachteten positiven Korrelation zwischen Handelsvolumen und Volatilität.

## **5.      Schlußbemerkungen**

In der vorliegenden Untersuchung nutzen wir einen Ansatz von Easley, Kiefer, O'Hara und Paperman (1996) zur Analyse des Handels deutscher Aktien über das Computerhandelssystem IBIS. Dabei zeigt sich, daß innerhalb der DAX-Werte Informationsereignisse bei den sehr stark gehandelten Aktien nicht häufiger als bei weniger oft gehandelten Werten auftreten. Die Handelstätigkeit von uninformierten wie von informierten Marktteilnehmern geht mit abnehmendem Handelsvolumen allerdings sehr deutlich zurück, wobei das Risiko, mit informierten Marktteilnehmern zu handeln, am geringsten bei den sehr umsatzstarken Aktien ist.

Eine Untersuchung des Handels im Zeitablauf zeigt, daß in Einklang mit dem sogenannten Montagseffekt die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von negativen Informationsereignissen zu Wochenanfang besonders groß ist. Dieses Ergebnis könnte durch eine Tendenz von Managern erklärt werden, negative Informationen freitags nach Börsenschluß zu veröffentlichen.

Eine getrennte Untersuchung für Handelstage mit niedriger und solche mit hoher Volatilität zeigt, daß an Handelstagen mit höherer Volatilität die Handelsintensität sowohl informierter als auch uninformierter Investoren größer ist. Auch die Wahrscheinlichkeit, an solchen Tagen mit besser informierten Marktteilnehmern zu handeln, steigt. Dieser Anstieg ist allerdings nicht statistisch signifikant.

Insgesamt sollte als methodologische Erkenntnis deutlich geworden sein, daß der hier genutzte Ansatz eine attraktive, flexibel einsetzbare Basis zur Analyse einer Vielzahl bislang nur unbefriedigend gelöster Probleme auch im Bereich der Marktstruktur bietet. Es wäre deshalb wünschenswert, wenn er zur Untersuchung weiterer empirischer Fragestellungen herangezogen würde. So könnte beispielsweise geprüft werden, ob in den Handelstagen vor Bekanntgabe wichtiger Informationen eine erhöhte Markteintrittsrate informierter Marktteilnehmer beobachtet werden kann. Dies könnte dann als Indiz für Insiderhandel gewertet werden. Weiter könnte untersucht werden, ob sich beim parallelen Handel einer Aktie an zwei Märkten - etwa dem Parkett und XETRA - Unterschiede in der Wahrscheinlichkeit ergeben, auf einen besser informierten Marktteilnehmer zu treffen. Schließlich könnte bei einer Anwendung des Ansatzes auf Optionsmärkte analysiert werden, ob Insider ihre Aktivitäten auf bestimmte Optionsserien konzentrieren.

## Literaturverzeichnis

- Abraham, A., Ikenberry, D.L. (1994): The Individual Investor and the Weekend Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 263-277.
- Admati, A.R., Pfleiderer, P. (1988): A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability. *Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
- Affleck-Graves, J., Hedge, S.P., Miller, R.E. (1994): Trading Mechanisms and the Components of the Bid-Ask Spread. *Journal of Finance*, 49, 1471-1488.
- Amihud, Y., Mendelson, H. (1986): Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 15, 223-249.
- Bagehot, W. (1971): The Only Game in Town. *Financial Analysts Journal*, 22, 12-14.
- Behr, M., Bühler, W. (1998): Adverse Selection Costs in Option Spreads. *Lehrstühle für Finanzwirtschaft, Working Paper 98-03, Universität Mannheim, Mannheim.*
- Brennan, M.J., Subrahmanyam, A. (1996): Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 41, 441-464.
- Bühler, W., Behr, M. (1997): Komponenten der Marktspreeds von Aktien- und Indexoptionen. *Lehrstühle für Finanzwirtschaft, Working Paper 97-04, Universität Mannheim, Mannheim.*
- Cooper, S.K., Groth, J.C., Avera, W.E. (1985): Liquidity, Exchange Listing, and Common Stock Performance. *Journal of Economics and Business*, 37, 19-33.
- Copeland, T., Galai, D. (1983): Information Effects and the Bid-Ask Spread. *Journal of Finance*, 38, 1457-1469.
- Dyl, E.A., Holland, C.W. (1990): Why a Weekend Effect? Comment. *Journal of Portfolio Management*, Winter, 88-89.
- Easley, D., O'Hara, M. (1987): Price, Trade Size, and Information in Securities Markets. *Journal of Financial Economics*, 19, 69-90.
- Easley, D., O'Hara, M. (1992): Time and the Process of Security Price Adjustment. *Journal of Finance*, 47, 577-605.
- Easley, D., Kiefer, N.M., O'Hara, M., Paperman, J.P. (1996): Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks. *Journal of Finance*, 51, 1405-1436.
- Frantzmann, H.-J. (1987): Der Montagseffekt am deutschen Aktienmarkt. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 57, 611-635.
- French, K., Roll, R. (1986): Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders. *Journal of Financial Economics*, 17, 5-26.
- Garbade, K.D., Silber, W.L. (1979): Structural Organization of Secondary Markets: Clearing Frequency, Dealer Activity and Liquidity Risk. *Journal of Finance*, 34, 577-593.

- George, T.J., Kaul, G., Nimalendran, M. (1991): Estimation of the Bid-Ask Spread and its Components: A New Approach. *Review of Financial Studies*, 4, 623-656.
- Glosten, L.R. (1987): Components of the Bid-Ask Spread and the Statistical Properties of Transaction Prices. *Journal of Finance*, 42, 1293-1307.
- Glosten, L.R. (1994): Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable? *Journal of Finance*, 49, 1127-1161.
- Glosten, L.R., Milgrom, P.R. (1985): Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market With Heterogeneously Informed Traders. *Journal of Financial Economics*, 14, 71-100.
- Glosten, L.R., Harris, L. (1988): Estimating the Components of the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 21, 123-142.
- Hirth, H. (1997): Modelle zur Marktstruktur. *Tübinger Diskussionsbeiträge der wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät, Eberhard-Karls-Universität, Tübingen*.
- Ho, T., Stoll, H.R. (1981): Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 9, 47-73.
- Holden, C.W., Subrahmanyam, A. (1992): Long-Lived Private Information and Imperfect Competition. *Journal of Finance*, 47, 247-270.
- Huang, R.D., Stoll, H.R. (1996): Dealer versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE. *Journal of Financial Economics*, 41, 313-357.
- Huang, R.D., Stoll, H.R. (1997): The Components of the Bid-Ask Spread: A General Approach. *Review of Financial Studies*, 10, 995-1034.
- Jaffe, J., Westerfield, R. (1985): The Week-end Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. *Journal of Finance*, 40, 433-454.
- Jones, C., Kaul, G., Lipson M. (1994): Transactions, Volume, and Volatility. *Review of Financial Studies*, 7, 631-651.
- Kaniel, R., Liu, H. (1998): Are Transactions and Market Orders More Important than Limit Orders in the Quote Updating Process? Rodney L. White Center Working Paper No. 16-98, Wharton School, University of Pennsylvania.
- Kempf, A. (1998): Umsatz und Geld-Brief-Spanne. *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 10, 100-108.
- Kim, S.-H., Ogden, J. (1996): Determinants of the Components of Bid-Ask Spreads on Stocks. *European Financial Management*, 1, 127-145.
- Krämer, W., Runde, R. (1993): Kalendereffekte auf Kapitalmärkten. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderband 31*, 87-98.
- Krinsky, I., Lee, J. (1996): Earnings Announcements and the Components of the Bid-Ask Spreads. *Journal of Finance*, 49, 1523-1535.
- Kyle, A.S. (1985): Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53, 1315-1335.

- Lippman, S.A., McCall, J.J. (1986): An Operational Measure of Liquidity. *American Economic Review*, 76, 43-55.
- Noronha, G.M., Sarin, A., Saudagaran, S.M. (1996): Testing Microstructure Effects of International Dual Listing Using Intraday Data. *Journal of Banking and Finance*, 20, 965-983.
- Oesterhelweg, O., Treske, K. (1996): Spannenkonzepte am Kapitalmarkt. *Die Sparkasse*, 113, 206-209.
- Röder, K. (1997): DAX-Zertifikate und DAX-Fonds im Vergleich. *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 9, 162-168.
- Roll, Richard (1984): A Simple Implicit Measure of the Bid / Ask Spread in an Efficient Market. *Journal of Finance*, 39, 1127-1139.
- Schmidt, H., Iversen, P., Treske, K. (1993): Parkett oder Computer? *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 5, 209-221.
- Schmidt, H., Treske, K. (1996a): Komponenten der Geld-Brief-Spanne am deutschen Aktienmarkt. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 66, 1033-1056.
- Schmidt, H., Treske, K. (1996b): Komponenten der Geld-Brief-Spanne im Tages- und Wochenverlauf. *Institut für Geld- und Kapitalverkehr, Arbeitsbericht, Universität Hamburg, Hamburg*.
- Schmidt, H., Oesterhelweg, O., Treske, K. (1996): Deutsche Börsen im Leistungsvergleich – IBIS und BOSS-CUBE. *Kredit und Kapital*, 29, 90-122.
- Solnik, B. (1990): The Distribution of Daily Stock Returns and Settlement Procedures: The Paris Bourse. *Journal of Finance*, 45, 1601-1609.
- Stoll, H. (1989): Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests. *Journal of Finance*, 44, 115-134.
- Theissen, E. (1998): *Organisationsformen des Wertpapierhandels*. Wiesbaden 1998.
- Ziemba, W.T. (1993): Comment on “Why a Weekend Effect?” *Journal of Portfolio Management*, Winter, 93-99.



Anhang 1: Parameterschätzer und deren Standardfehler für den gesamten Untersuchungszeitraum

Aktie	$\alpha$	std.	$\varepsilon$	std.	$\delta$	std.	$\mu$	std.	Prob. infor- med trade	std.
ALV	0,372	0,058	0,086	0,004	0,380	0,104	0,121	0,012	0,207	0,023
BAS	0,373	0,058	0,132	0,007	0,447	0,100	0,194	0,025	0,215	0,023
BAY	0,484	0,063	0,164	0,008	0,435	0,089	0,147	0,015	0,179	0,017
BHW	0,463	0,110	0,032	0,003	0,496	0,078	0,046	0,008	0,250	0,035
BMW	0,439	0,090	0,046	0,004	0,436	0,111	0,068	0,012	0,245	0,027
BVM	0,311	0,059	0,035	0,002	0,333	0,112	0,049	0,006	0,179	0,025
CBK	0,296	0,068	0,086	0,004	0,442	0,116	0,105	0,017	0,154	0,023
CONT	0,279	0,076	0,024	0,002	0,281	0,138	0,067	0,018	0,285	0,037
DAI	0,308	0,057	0,294	0,010	0,599	0,111	0,296	0,024	0,134	0,019
DBC	0,307	0,091	0,013	0,002	0,590	0,137	0,041	0,010	0,329	0,047
DBK	0,379	0,109	0,306	0,016	0,505	0,136	0,250	0,041	0,134	0,023
DGS	0,262	0,068	0,015	0,001	0,225	0,113	0,037	0,008	0,252	0,039
DRB	0,232	0,052	0,047	0,002	0,208	0,107	0,076	0,008	0,158	0,029
HEN3	0,452	0,064	0,012	0,001	0,449	0,092	0,031	0,003	0,371	0,036
HFA	0,379	0,058	0,094	0,006	0,441	0,108	0,131	0,013	0,209	0,022
KAR	0,425	0,064	0,021	0,002	0,288	0,092	0,040	0,005	0,285	0,030
KFH	0,409	0,071	0,021	0,002	0,391	0,103	0,034	0,005	0,250	0,029
LHA	0,295	0,067	0,052	0,004	0,515	0,125	0,089	0,015	0,203	0,027
LIN	0,214	0,052	0,021	0,002	0,439	0,143	0,067	0,014	0,250	0,037
MAN	0,461	0,063	0,030	0,002	0,508	0,097	0,045	0,005	0,259	0,024
MET	0,353	0,117	0,009	0,001	0,701	0,105	0,021	0,005	0,292	0,055
MMW	0,505	0,284	0,126	0,016	0,455	0,103	0,128	0,040	0,204	0,063
PRS	0,367	0,061	0,047	0,003	0,545	0,114	0,068	0,009	0,208	0,025
RWE	0,253	0,072	0,074	0,004	0,178	0,096	0,097	0,029	0,142	0,027
SCH	0,207	0,074	0,058	0,005	0,223	0,113	0,139	0,041	0,198	0,034
SIE	0,427	0,060	0,235	0,008	0,252	0,082	0,228	0,021	0,172	0,019
THY	0,295	0,062	0,134	0,011	0,352	0,113	0,177	0,060	0,163	0,023
VEB	0,312	0,142	0,126	0,007	0,443	0,115	0,149	0,019	0,155	0,035
VIA	0,377	0,068	0,054	0,004	0,233	0,088	0,085	0,013	0,230	0,026
VOW	0,278	0,056	0,246	0,010	0,502	0,052	0,293	0,043	0,142	0,022

Anhang 2: Parameterschätzer und deren Standardfehler für die Montage im Untersuchungszeitraum

Aktie	$\alpha$	std.	$\varepsilon$	std.	$\delta$	std.	$\mu$	std.	Prob. inform- med trade	std.
ALV	0,591	0,116	0,065	0,008	0,868	0,130	0,063	0,012	0,224	0,028
BAS	0,462	0,139	0,102	0,013	0,833	0,152	0,133	0,018	0,232	0,029
BAY	0,308	0,128	0,138	0,014	0,750	0,216	0,177	0,019	0,165	0,053
BHW	0,328	0,133	0,025	0,004	0,473	0,274	0,037	0,008	0,198	0,056
BMW	0,325	0,131	0,039	0,006	0,711	0,312	0,050	0,012	0,171	0,052
BVM	0,230	0,116	0,028	0,003	0,000	0,001	0,046	0,008	0,158	0,064
CBK	0,476	0,133	0,076	0,008	0,834	0,151	0,068	0,009	0,177	0,036
CONT	0,593	0,130	0,017	0,003	0,610	0,183	0,028	0,003	0,325	0,047
DAI	0,440	0,166	0,250	0,024	0,581	0,247	0,169	0,039	0,129	0,037
DBC	0,666	0,116	0,006	0,002	0,667	0,164	0,014	0,002	0,458	0,064
DBK	0,402	0,384	0,245	0,038	0,809	0,190	0,224	0,121	0,155	0,079
DGS	0,417	0,103	0,011	0,003	0,633	0,276	0,017	0,003	0,247	0,056
DRB	0,154	0,100	0,043	0,005	0,500	0,366	0,095	0,013	0,146	0,075
HEN3	0,587	0,135	0,010	0,002	0,740	0,215	0,018	0,003	0,338	0,079
HFA	0,323	0,127	0,077	0,011	0,747	0,205	0,101	0,022	0,175	0,050
KAR	0,327	0,133	0,017	0,002	0,487	0,246	0,028	0,004	0,210	0,071
KFH	0,521	0,107	0,015	0,002	0,513	0,212	0,021	0,004	0,266	0,039
LHA	0,524	0,115	0,042	0,008	0,928	0,158	0,051	0,011	0,242	0,039
LIN	0,077	0,074	0,019	0,004	0,000	0,000	0,081	0,004	0,140	0,099
MAN	0,471	0,130	0,025	0,004	0,845	0,173	0,033	0,004	0,239	0,038
MET	0,338	0,141	0,006	0,002	1,000	0,000	0,016	0,002	0,319	0,115
MMW	0,462	0,138	0,093	0,007	0,667	0,192	0,090	0,012	0,182	0,034
PRS	0,464	0,137	0,041	0,007	0,664	0,200	0,059	0,008	0,249	0,048
RWE	0,458	0,132	0,055	0,005	0,401	0,222	0,049	0,007	0,169	0,024
SCH	0,078	0,075	0,049	0,006	0,000	0,000	0,127	0,004	0,091	0,080
SIE	0,385	0,135	0,200	0,014	0,400	0,219	0,225	0,023	0,178	0,044
THY	0,592	0,134	0,094	0,009	0,527	0,201	0,089	0,016	0,219	0,047
VEB	0,386	0,131	0,088	0,017	0,774	0,174	0,088	0,015	0,163	0,057
VIA	0,154	0,100	0,053	0,007	0,000	0,000	0,163	0,033	0,190	0,099
VOW	0,481	0,270	0,192	0,023	0,354	0,343	0,106	0,036	0,117	0,048

Anhang 3: Parameterschätzer und deren Standardfehler für die übrigen Wochentage im Untersuchungszeitraum

<b>Aktie</b>	<b><math>\alpha</math></b>	<b>std.</b>	<b><math>\varepsilon</math></b>	<b>std.</b>	<b><math>\delta</math></b>	<b>std.</b>	<b><math>\mu</math></b>	<b>std.</b>	<b>Prob. infor- med trade</b>	<b>std.</b>
<b>ALV</b>	0,398	0,065	0,090	0,005	0,325	0,109	0,124	0,013	0,215	0,025
<b>BAS</b>	0,330	0,062	0,141	0,008	0,403	0,117	0,219	0,027	0,204	0,029
<b>BAY</b>	0,486	0,082	0,173	0,009	0,394	0,098	0,144	0,019	0,168	0,019
<b>BHW</b>	0,450	0,123	0,034	0,004	0,493	0,114	0,048	0,010	0,240	0,037
<b>BMW</b>	0,464	0,146	0,048	0,006	0,407	0,107	0,070	0,017	0,253	0,041
<b>BVM</b>	0,330	0,066	0,037	0,002	0,351	0,119	0,049	0,006	0,180	0,026
<b>CBK</b>	0,292	0,062	0,087	0,004	0,395	0,127	0,114	0,013	0,161	0,027
<b>CONT</b>	0,304	0,065	0,024	0,002	0,255	0,111	0,072	0,015	0,313	0,044
<b>DAI</b>	0,346	0,066	0,301	0,011	0,556	0,117	0,299	0,024	0,147	0,021
<b>DBC</b>	0,354	0,079	0,014	0,002	0,563	0,139	0,042	0,008	0,348	0,044
<b>DBK</b>	0,369	0,093	0,322	0,016	0,417	0,144	0,255	0,036	0,127	0,021
<b>DGS</b>	0,274	0,069	0,015	0,001	0,231	0,119	0,040	0,008	0,266	0,042
<b>DRB</b>	0,251	0,060	0,048	0,002	0,162	0,108	0,073	0,009	0,159	0,031
<b>HEN3</b>	0,455	0,070	0,012	0,001	0,377	0,101	0,033	0,004	0,388	0,038
<b>HFA</b>	0,394	0,074	0,098	0,008	0,429	0,115	0,135	0,018	0,213	0,025
<b>KAR</b>	0,451	0,075	0,022	0,002	0,272	0,097	0,041	0,005	0,293	0,034
<b>KFH</b>	0,441	0,076	0,022	0,002	0,391	0,109	0,035	0,005	0,260	0,031
<b>LHA</b>	0,314	0,062	0,053	0,004	0,441	0,125	0,092	0,011	0,216	0,028
<b>LIN</b>	0,247	0,065	0,022	0,002	0,475	0,155	0,065	0,015	0,268	0,038
<b>MAN</b>	0,428	0,123	0,032	0,004	0,470	0,118	0,049	0,010	0,251	0,042
<b>MET</b>	0,309	0,161	0,010	0,002	0,653	0,177	0,024	0,008	0,263	0,072
<b>MMW</b>	0,428	0,069	0,139	0,006	0,365	0,103	0,142	0,016	0,179	0,026
<b>PRS</b>	0,333	0,065	0,049	0,003	0,475	0,121	0,073	0,011	0,198	0,029
<b>RWE</b>	0,115	0,049	0,083	0,004	0,167	0,160	0,155	0,060	0,097	0,036
<b>SCH</b>	0,224	0,086	0,061	0,006	0,258	0,125	0,143	0,046	0,208	0,036
<b>SIE</b>	0,397	0,099	0,247	0,012	0,214	0,121	0,237	0,043	0,160	0,022
<b>THY</b>	0,291	0,069	0,142	0,007	0,387	0,128	0,192	0,018	0,164	0,024
<b>VEB</b>	0,338	0,099	0,136	0,009	0,463	0,129	0,149	0,051	0,157	0,029
<b>VIA</b>	0,393	0,066	0,055	0,003	0,283	0,104	0,081	0,011	0,224	0,027
<b>VOW</b>	0,308	0,063	0,258	0,011	0,498	0,033	0,300	0,038	0,152	0,025

Anhang 4: Parameterschätzer und deren Standardfehler für die Tage mit niedriger Volatilität

Aktie	$\alpha$	std.	$\epsilon$	std.	$\delta$	std.	$\mu$	std.	Prob. infor- med trade	std.
ALV	0,550	0,129	0,065	0,007	0,584	0,137	0,055	0,009	0,189	0,031
BAS	0,344	0,089	0,097	0,006	0,421	0,147	0,106	0,020	0,158	0,025
BAY	0,365	0,083	0,145	0,008	0,327	0,138	0,135	0,014	0,145	0,025
BHW	0,321	0,078	0,024	0,002	0,420	0,169	0,035	0,005	0,191	0,034
BMW	0,461	0,144	0,031	0,003	0,114	0,115	0,038	0,008	0,218	0,049
BVM	0,241	0,077	0,027	0,002	0,407	0,211	0,037	0,007	0,142	0,035
CBK	0,297	0,100	0,068	0,005	0,202	0,160	0,070	0,016	0,132	0,027
CONT	0,170	0,073	0,020	0,002	0,000	0,000	0,042	0,010	0,155	0,048
DAI	0,512	0,082	0,223	0,010	0,178	0,125	0,123	0,013	0,124	0,017
DBC	0,364	0,094	0,006	0,001	0,578	0,153	0,016	0,003	0,331	0,062
DBK	0,549	0,189	0,253	0,017	0,254	0,154	0,147	0,030	0,138	0,030
DGS	0,234	0,250	0,010	0,002	0,054	0,416	0,023	0,014	0,212	0,118
DRB	0,118	0,056	0,040	0,003	0,000	0,000	0,087	0,023	0,113	0,050
HEN3	0,275	0,078	0,009	0,001	0,450	0,167	0,028	0,004	0,308	0,061
HFA	0,322	0,112	0,077	0,009	0,188	0,148	0,113	0,033	0,191	0,033
KAR	0,373	0,088	0,016	0,002	0,253	0,130	0,031	0,005	0,262	0,047
KFH	0,441	0,093	0,013	0,002	0,207	0,142	0,021	0,003	0,259	0,044
LHA	0,436	0,089	0,034	0,003	0,620	0,168	0,032	0,004	0,172	0,030
LIN	0,302	0,108	0,011	0,001	0,332	0,171	0,021	0,004	0,222	0,058
MAN	0,484	0,083	0,021	0,003	0,307	0,131	0,027	0,004	0,236	0,033
MET	0,312	0,096	0,006	0,001	0,831	0,153	0,018	0,004	0,325	0,064
MMW	0,449	0,084	0,103	0,005	0,271	0,115	0,111	0,017	0,196	0,029
PRS	0,246	0,070	0,037	0,003	0,383	0,183	0,061	0,009	0,168	0,038
RWE	0,438	0,087	0,058	0,004	0,190	0,119	0,058	0,010	0,180	0,024
SCH	0,061	0,042	0,046	0,004	0,000	0,000	0,152	0,023	0,092	0,056
SIE	0,343	0,089	0,209	0,010	0,120	0,166	0,179	0,025	0,128	0,027
THY	0,415	0,083	0,104	0,008	0,238	0,179	0,108	0,022	0,177	0,022
VEB	0,427	0,105	0,094	0,006	0,485	0,128	0,073	0,009	0,143	0,032
VIA	0,346	0,084	0,041	0,003	0,162	0,119	0,058	0,011	0,198	0,029
VOW	0,358	0,082	0,197	0,009	0,333	0,157	0,143	0,023	0,115	0,023

Anhang 5: Parameterschätzer und deren Standardfehler für die Tage mit hoher Volatilität

Aktie	$\alpha$	std.	$\epsilon$	std.	$\delta$	std.	$\mu$	std.	Prob. infor- med trade	std.
ALV	0,540	0,092	0,107	0,008	0,352	0,118	0,116	0,015	0,227	0,027
BAS	0,486	0,104	0,176	0,013	0,453	0,124	0,193	0,033	0,210	0,033
BAY	0,546	0,092	0,189	0,009	0,407	0,118	0,147	0,019	0,175	0,024
BHW	0,436	0,136	0,045	0,004	0,603	0,137	0,050	0,011	0,197	0,040
BMW	0,331	0,111	0,069	0,006	0,551	0,175	0,085	0,024	0,171	0,036
BVM	0,419	0,084	0,044	0,003	0,305	0,139	0,048	0,006	0,185	0,028
CBK	0,379	0,085	0,104	0,004	0,503	0,154	0,107	0,013	0,163	0,030
CONT	0,407	0,087	0,028	0,002	0,311	0,130	0,073	0,015	0,343	0,054
DAI	0,621	0,082	0,355	0,015	0,604	0,111	0,236	0,022	0,171	0,016
DBC	0,441	0,127	0,020	0,002	0,559	0,163	0,041	0,010	0,309	0,052
DBK	0,529	0,085	0,352	0,017	0,528	0,121	0,238	0,022	0,152	0,020
DGS	0,343	0,091	0,019	0,002	0,261	0,157	0,040	0,008	0,261	0,047
DRB	0,356	0,086	0,056	0,003	0,275	0,135	0,066	0,006	0,175	0,031
HEN3	0,590	0,109	0,016	0,001	0,430	0,121	0,030	0,005	0,353	0,045
HFA	0,442	0,084	0,113	0,008	0,560	0,135	0,131	0,013	0,203	0,026
KAR	0,501	0,165	0,027	0,005	0,285	0,199	0,041	0,010	0,272	0,057
KFH	0,203	0,167	0,033	0,004	0,181	0,161	0,049	0,024	0,131	0,056
LHA	0,528	0,090	0,068	0,006	0,508	0,133	0,078	0,010	0,232	0,028
LIN	0,361	0,087	0,032	0,003	0,478	0,149	0,063	0,014	0,262	0,036
MAN	0,472	0,191	0,042	0,005	0,486	0,135	0,049	0,012	0,214	0,052
MET	0,217	0,155	0,014	0,002	0,290	0,425	0,029	0,014	0,176	0,064
MMW	0,510	0,294	0,156	0,016	0,521	0,157	0,130	0,038	0,175	0,061
PRS	0,315	0,084	0,063	0,004	0,625	0,159	0,080	0,015	0,165	0,033
RWE	0,063	0,043	0,095	0,005	0,500	0,062	0,269	0,077	0,082	0,054
SCH	0,312	0,082	0,074	0,006	0,300	0,144	0,133	0,024	0,219	0,042
SIE	0,521	0,101	0,267	0,016	0,338	0,154	0,238	0,035	0,189	0,024
THY	0,286	0,087	0,165	0,010	0,546	0,124	0,211	0,053	0,154	0,025
VEB	0,530	0,091	0,157	0,009	0,472	0,197	0,131	0,011	0,181	0,033
VIA	0,280	0,079	0,074	0,004	0,000	0,000	0,109	0,017	0,170	0,044
VOW	0,349	0,091	0,299	0,017	0,552	0,170	0,312	0,062	0,154	0,025