

Entorf, Horst; Steiner, Christian

Working Paper

Makroökonomische Nachrichten und die Reaktion des 15-Sekunden-DAX: Eine Ereignisstudie zur Wirkung der ZEW-Konjunkturprognose

Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 159

Provided in Cooperation with:

Darmstadt University of Technology, Department of Law and Economics

Suggested Citation: Entorf, Horst; Steiner, Christian (2006) : Makroökonomische Nachrichten und die Reaktion des 15-Sekunden-DAX: Eine Ereignisstudie zur Wirkung der ZEW-Konjunkturprognose, Darmstadt Discussion Papers in Economics, No. 159, Technische Universität Darmstadt, Department of Law and Economics, Darmstadt

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32062>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Darmstadt Discussion Papers in Economics

**Makroökonomische Nachrichten und die Reaktion des 15-Sekunden-DAX:
Eine Ereignisstudie zur Wirkung der ZEW-Konjunkturprognose**

Horst Entorf, Christian Steiner

Nr. 159

Arbeitspapiere
des Instituts für Volkswirtschaftslehre
Technische Universität Darmstadt



Applied
Research in
Economics

Makroökonomische Nachrichten und die Reaktion des 15-Sekunden-DAX: Eine Ereignisstudie zur Wirkung der ZEW-Konjunkturprognose¹

Horst Entorf^{}, Christian Steiner^{**}*

^{} TU-Darmstadt und ZEW, ^{**} TU-Darmstadt*

Januar 2006

Kurzfassung: In der vorliegenden Arbeit wird die Reaktion des DAX auf makroökonomischen Konjunkturmeldungen in Form von Veröffentlichungen des ZEW-Finanzmarkttests untersucht. Zur Messung der Reaktion stehen die 15-Sekunden-Intraday-Realisationen des XDAX zur Verfügung. Die mittels Vergleich von Intraday-Verläufen, Regressionsanalyse und GARCH(1,1)-Modellierung erzeugten Ergebnisse zeigen sekundenschnelle und nur wenige Minuten anhaltende Reaktionen, wobei der größte Anteil der hochsignifikanten Reaktionen innerhalb von 30 Sekunden erfolgt. Bei Berücksichtigung der Ankündigungseffekte in der Varianzgleichung des GARCH(1,1)-Prozesse werden autoregressive Einflüsse des Renditeverhaltens insignifikant.

Korrespondenz:

Prof. Dr. Horst Entorf
Institut für Volkswirtschaftslehre
TU Darmstadt
Marktplatz 15 (Schloss)
D-64283 Darmstadt
Tel. (+49) 6151/ 16-2436
entorf@mail.tu-darmstadt.de
<http://www.tu-darmstadt.de/fb/fb1/vw12/>

¹ Wir danken dem ZEW (Mannheim), insbesondere Gunter Grittmann, für ihre Unterstützung bei der Feststellung der ZEW-Veröffentlichungstermine und der KKMDB (TH Karlsruhe) für die Bereitstellung der DAX-Daten. Die Studie profitierte von der Hilfe durch die Nachrichtenagentur Reuters, die den Zugang zu dem System „Reuters Factiva“ verschafft hat, um die VWD Wochenvorschauen einsehen zu können. Für wertvolle Kommentare und Hinweise danken wir besonders Jochen Möbert (TU Darmstadt).

1. Einleitung

Der ZEW-Finanzmarkttest gehört zusammen mit dem ifo-Konjunkturtest zu den am stärksten beachteten Frühindikatoren zukünftiger Konjunkturbewegungen (siehe dazu auch Hüfner und Schröder, 2002). Die ZEW-OnLine-Veröffentlichung um 11.00 Uhr am zweiten oder dritten Dienstag jeden Monats gehört zu den Meldungen, die bei Nachrichtenagenturen und Finanzservicedienstleistern höchste Beachtung finden. Zum aktuell Zeitpunkt des Niederschreibens dieser Zeilen betraf dies den 13.12.2005, an dem beispielsweise Reuters-Deutschland bereits um 11.14 die OnLine-Meldung *„ZEW-Konjunkturbarometer steigt im Dezember unerwartet stark“* herausgab.

Die vorliegende Untersuchung beschäftigt sich nicht nur mit der generellen Frage, ob derartige ZEW-Nachrichten überhaupt einen Einfluss auf den Finanzmarkt haben, sondern auch wie schnell und wie lange eine Reaktion auf die Meldung am Aktienmarkt messbar ist. Wie aus der Theorie der effizienten Märkte bekannt ist, sollten allenfalls unerwartete bzw. nicht antizipierte Konjunkturmeldungen den Aktienkurs bewegen, da erwartete Ereignisse bereits in den Aktienkursen vorweggenommen sind (d.h. „eingepreist“ sind). Doch selbst bei unerwarteten Veränderungen scheinen Wirkungen z.B. auf den DAX nicht dauerhaft zu sein, wie das aktuelle Beispiel vom 13.12.2005 nahe legt, denn schon um 13.35 vermeldete FinanzNachrichten (www.finanznachrichten.de) *„Auch ein deutlich besser als erwartet ausgefallener ZEW Konjunkturindex verpuffte ohne nennenswerte Auswirkungen“*. Die vorliegende Studie untersucht anhand der 15-Sekunden-Hochfrequenzdaten² des Zeitraums von Januar 2002 bis September 2004 in systematischer Weise mittels einer so genannten Ereignisanalyse die Reaktion des DAX auf antizipierte und nicht antizipierte Konjunkturmeldungen des ZEW.

Innerhalb der wissenschaftlichen Literatur zur empirischen Kapitalmarktforschung spielen Ereignisanalysen zur Wirkung makroökonomischer Nachrichten eine zunehmend wichtige Rolle. Während traditionell Ankündigungen und Meldungen hinsichtlich Gewinnmitteilungen, Dividendenzahlungen, Aktiensplits oder Ratingänderungen im Vordergrund standen, so finden in letzter Zeit verstärkt Meldungen bezüglich Inflation, Produktion oder Arbeitslosigkeit (siehe z.B. Flannery and Protopapadakis, 2002, Hautsch und Hess, 2002, Andersen et al., 2003, Boyd et al. 2005) und von geldpolitischen Maßnahmen

² Die 15-Sekunden-Frequenz stellte bis Ende 2005 die höchste verfügbaren XDAX-Frequenz und somit Echtzeit-Frequenz dar. Ab Januar 2006 werden DAX-Kurse jede Sekunde neu berechnet.

Beachtung (siehe u.a. Cochrane and Piazzesi, 2002, Bomfim 2003, Rigobon und Sack, 2004, Bernanke und Kuttner, 2005).

Die vorliegende Studie ergänzt die Literatur, in dem erstmals die Wirkung von national stark beachteten und wiederkehrenden Konjunkturprognosen auf den Echtzeit-Aktienkurs untersucht wird. Die Verfügbarkeit der hochfrequenten 15-Sekunden-Daten erlaubt außer der Beantwortung der generell interessierenden Frage einer messbaren Finanzmarktreaktion die Bearbeitung zahlreicher, in der bisherigen Literatur aufgeworfenen Hypothesen und Forschungsthemen. So haben z.B. Berry und Howe (1994) einen U-förmigen Verlauf der Intraday-Volatilität festgestellt. In der vorliegenden Studie wird der durchschnittliche Verlauf der Volatilität zwischen 9:00 und 17:30 der Zeit Januar 2002 bis September 2004 berechnet und mit dem Verlauf an jenen Tageszeiten verglichen, an denen der ZEW-Finanzmarkttest veröffentlicht wurde. Weiterhin untersuchen wir das Phänomen des „Calm before the storm“, wonach in Antizipation unruhiger Börsenzeiten aufgrund bevorstehender Ereignisse die Volatilität des Marktes sinkt (siehe Jones et al., 1998, Bomfim, 2003, findet diesen hingegen nicht bestätigt).

Im Widerspruch zur Hypothese effizienter Märkte steht in der Regel das empirische Phänomen der Autokorrelation von Finanzmarktrenditen, die auch bei der GARCH(1,1)-Modellierung von Hochfrequenzdaten feststellbar ist. In dieser Studie wird untersucht, ob diese Autokorrelation auf temporäre Sonderbewegungen in Folge makroökonomischer Ankündigungen zurückzuführen ist. Für diese Hypothese findet sich empirische Evidenz.

Die Arbeit ist in sechs Kapitel gegliedert. Zunächst folgen in Kapitel 2 Ausführungen zum Stand der Forschung. Im Kapitel 3 wird der ZEW Indikator eingeführt und die verwendeten Daten beschrieben. Die Untersuchung von (Überschuss-) Renditen und Volatilität erfolgt in Kapitel 4 in getrennter und in Kapitel 5 – mittels eines GARCH(1,1)-Modells – in zusammenhängender Form. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse findet sich in Kapitel sechs.

2. Markteffizienz, Ereignisstudien und die Analyse von Intraday-Daten im Überblick

Im Bereich der Kapitalmärkte und besonders der Aktienmärkte wird im Rahmen der „Hypothese rationaler Erwartungen“ die Kursbildung von Erwartungen bezüglich zukünftiger Erträge in Form von Dividendenzahlungen oder Kursgewinnen bestimmt (siehe z.B.

Copeland und Weston, 1993). Für die Bildung solcher Erwartungen unter den Marktteilnehmern werden alle verfügbaren Informationen herangezogen. Ein Markt gilt als effizient, wenn die Preise alle „relevanten“ Informationen widerspiegeln. Gemäß der effizienten Markthypothese haben daher nur unerwartete Informationen einen Einfluss auf die Kurse, da erwartete Informationen schon in den Kursen „eingepreist“ sind.

Es gibt drei Formen zur Bestimmung des Umfangs der „relevanten“ Informationen für die Erwartungsbildung. Diese sind die „schwache“, die „halbstarke“ und die „starke“ Form der Effizienz. Erstere geht davon aus, dass auf der Grundlage von Informationen aus der Vergangenheit keine Überrenditen am Aktienmarkt erwirtschaftet werden können. Die halbstarke Form erweitert den Umfang auf alle öffentlich zugängliche Informationen, so dass gemäß dieser auf der Grundlage öffentlicher Information keine Überrenditen erzeugt werden können. Sie wird wiederum von der starken Form der Effizienz ergänzt, nach der weder der Zugang zu öffentlicher noch jeglicher privater Information Überrenditen am Markt ermöglicht. Man geht davon aus, dass die halbstarke Form der Effizienz den realen Bedingungen am Aktienmarkt am ehesten entspricht (Copeland und Weston, 1993, S. 331f.). Auch in der vorliegenden Arbeit wird die halbstarke Form der Effizienz untersucht, da die Auswertungen des ZEW-Finanzmarkttests zu festgelegten und bekannten Zeiten frei zugänglich im Internet veröffentlicht werden, so dass sie als möglicherweise kurstreibende „Ereignisse“ angesehen und analysiert werden können.

In der Literatur zur empirischen Kapitalmarktforschung sind Ereignisanalysen hauptsächlich aus der Untersuchung der Ankündigungseffekte von Gewinnmitteilungen, Dividendenzahlungen oder Aktiensplits (siehe z.B. Ball and Brown, 1968, Beaver 1968, Fama et al. 1969, Patell und Wolfson, 1984, Gerke et al. 1997), Ratingänderungen (z.B. Steiner und Heinke, 2000), unternehmensspezifischer Ad-Hoc-Meldungen (siehe z.B. Röder 2000) oder diverser makroökonomischer Meldungen z.B. hinsichtlich Inflation, Produktion oder Arbeitslosigkeit bekannt (z.B. Schwert 1981, McQueen und Roley, 1993, Flannery and Protopapadakis, 2002, Hautsch und Hess, 2002, Andersen et al. 2003, Boyd et al. 2005). In letzter Zeit finden vor allem Ankündigungen von geldpolitischen Maßnahmen Beachtung (siehe u.a. Cochrane and Piazzesi, 2002, Bomfim 2003, Rigobon und Sack, 2004, Bernanke und Kuttner, 2005). Dabei scheinen viele „große“ Ereignisse mit entsprechenden Schlagzeilen in den Medien nur kleine Kursbewegungen verursacht zu haben (siehe dazu Cutler, Poterba und Summers, 1989), während umgekehrt viele große Kursbewegungen ohne erkennbares Ereignis eingetreten sind (Fair, 2002). Wie Schuster (2003) aus interessanter medienwissenschaftlichen Perspektive zusammenfasst, kommen schon die frühen Ereignisstudien zu dem Ergebnis, dass die

Reaktion der Finanzmärkte sehr schnell verläuft (siehe z.B. Fama et al. 1969) oder dass neue Informationen in den Medien teilweise schon vor den Veröffentlichungen in den Kursen vorweggenommen wurden (siehe z.B. Ball und Brown, 1968, Patell und Wolfson, 1984). Patell und Wolfson (1984) finden heraus, dass die Hauptreaktion innerhalb von fünf bis fünfzehn Minuten nach der Publikation erfolgt, und dass nach sechzig bis neunzig Minuten der Großteil der Preisanpassung abgeschlossen ist. Neuere Untersuchungen zeigen noch schnellere Reaktionen. Ederington und Lee (1993) demonstrieren beispielsweise, dass ein Großteil der Preisanpassung innerhalb einer Minute stattfindet. Letzte Untersuchungen, vor allem anhand von Wechselkursreaktionen (siehe Andersen et al. 2003), zeigen eine fast augenblickliche Reaktion des Finanzmarktes.

Bei der Art der Reaktion wird hauptsächlich die Wirkung auf die ersten beiden Momente der Verteilung, also die Veränderung der mittleren Rendite und der Volatilität, betrachtet. In der Regel werden positive Rendite-Reaktionen auf „gute“ (und unerwartete) Konjunkturmeldungen erwartet, jedoch sind auch negative Reaktionen denkbar. So argumentieren Pearce und Roley (1985), dass „gute“ Konjunkturnachrichten auch Inflationserwartungen und damit erwartete Zinssteigerungen seitens der Zentralbanken zur Folge haben könnten, was letztendlich steigende Kapitalkosten und geringere Renditen bedeutet. Neue Veröffentlichungen weisen auch auf mögliche asymmetrische Renditereaktionen je nach konjunktureller Lage hin (Boyd et al. 2005).

Eine Vielzahl von Veröffentlichungen findet als Folge unerwarteter Nachrichten eine Erhöhung der Volatilität (siehe z.B. Andersen und Bollerslev, 1998, Andersen et al. 2003, Bomfim 2003), wobei jedoch Wechselkursschwankungen häufiger als Aktienkursveränderungen untersucht werden. Flannery und Protopapadakis (2002) untersuchen die Wirkungen von makroökonomischen Ankündigungen sowohl auf die Renditen als auch auf die Volatilität und finden, dass lediglich Inflationsüberraschungen Effekte auf die Niveaus der Aktienkurse haben, während z.B. Nachrichten über die Handelsbilanz oder Beschäftigung/Arbeitslosigkeit lediglich die Volatilität verändern. Ein interessantes Phänomen ist der „Ruhe-vor-dem-Sturm“-Effekt („calm-before-the-storm effect“), auf den Jones et al. (1998) aufmerksam gemacht hat. Danach sinkt vor einer angekündigten Nachricht zunächst die Volatilität (um danach anzusteigen). Mithilfe von Intradaydaten konnte ferner nachgewiesen werden, dass die Intradayvolatilität häufig einen U-förmigen Verlauf annimmt (siehe Berry und Howe, 1994, Goodhart und O’Hara, 1997, Jones et al. 1998), d.h. dass die Volatilität generell zu Beginn und gegen Ende des Handelstages am höchsten ist. Harju und Hussain (2005) bestätigen dieses Ergebnis und weisen mit 5-Minuten

Aktienreturns der vier europäischen Hauptbörsen (CAC40, FT100, SMI, XDAX) einen starken und nachhaltigen Einfluss der Eröffnung der NYSE (15.30 CET) auf die Volatilität der europäischen Börsen nach.

Die dieser Studie zugrunde liegenden hochfrequenten 15-Sekunden-Daten ermöglichen die Analyse von Reaktionen unmittelbar vor und nach dem Zeitpunkt der Veröffentlichung. Allerdings muss bei der Verwendung derart hochfrequenter Aktienmarktdaten auf Besonderheiten geachtet werden. Papiere auf Aktienmärkten werden nicht kontinuierlich, sondern in diskreten Zeitintervallen gehandelt. Bei weniger intensiv gehandelten Papieren findet kein Handel statt, so dass zur Ermittlung von Preisen oder Renditen das real verwendete Intervall von dem definierten Zeitintervall abweichen kann. Somit muss ein Durchschnittspreis nicht immer dem letzten Handelspreis entsprechen (siehe Mucklow und Starks, 1994, S. 357 f., Campbell, Lo und MacKinlay, 1997, S. 84). Zudem vollzieht sich die Preisanpassung verschiedener Wertpapiere mit unterschiedlichen Geschwindigkeiten, was bei der simultanen Betrachtung von Marktrenditen und Renditen einzelner Wertpapiere problematisch ist, da die Informationsverarbeitung bei Papieren mit einer langsamen Preisanpassung nicht unmittelbar vollzogen wird. Dies führt zu dem so genannten nichtsynchrone Handelseffekt (Brown und Warner, 1985). Dieser kann ebenfalls aus dem Nichthandelseffekt hervorgehen, wenn Renditen von Papieren und Indizes auf Grund fehlender Daten für unterschiedliche Intervallgrenzen berechnet werden müssen (Scholes und Williams, 1977, S. 315).

Die Liquidität eines Papiers oder Marktes gibt an, wie schnell ein Transfer zwischen Käufer und Verkäufer zustande kommt. Zur Bestimmung der Liquidität kann die Geld-Brief-Spanne verwendet werden. Sie wird aus der Differenz zwischen dem Geldkurs, zu dem jemand ein bestimmtes Wertpapier kaufen möchte, und dem Briefkurs, zu dem ein Verkäufer dasselbe Papier abstoßen möchte, gebildet. Die Ursachen für die Geld-Brief-Spanne sind Handelskosten, Kosten für das Halten von ungewünschten Papieren und „adverse selection“, wobei letztere auf gut informierte Händler zurückgeht, die den wahren Kurs eines Papiers auf Grund besserer Information realistischer einschätzen können.

Der Einfluss der Geld-Brief-Spanne ist abhängig von ihrer Größe in einem Intervall und den Preisänderungen innerhalb des Intervalls. Durch variierende Geld-Brief-Spannen kann es sein, dass Handelsgeschäfte bei großer vorliegender Geld-Brief-Spanne einen stärkeren Einfluss haben, als wenn sie zu Zeitpunkten auftreten würden, an denen die Geld-Brief-Spanne wesentlich kleiner ist (Goodhart und O'Hara, 1997, S. 97). Systematische Verläufe in den Geld-Brief-Spannen, sowie eine Verschiebung des Handelspreises auf Grund eines

Ereignisses zum Geld- oder Briefkurs können bei Verwendung von Tagesschlusskursen in Ereignisstudien zu verzerrten Ergebnissen und damit zu Fehlinterpretationen führen. Durch Verwendung eines Mittelwertes der Schlusskurse von Geld- und Briefpreis statt dem Schlusskurs des Handelspreises kann eine entsprechende Verzerrung vermieden werden. Betroffen sind hiervon besonders Papiere mit einer geringen Marktkapitalisierung oder einer hohen Preisvolatilität (Lease, Masulis und Page, 1991, S. 1524, 1531, 1535). Allerdings konnte gezeigt werden, dass für sehr liquide Märkte wie beispielsweise den T-Bond Future Markt der Chicago Board of Trade (CBOT) ein Einfluss auf 2 Minuten Intervalle nicht ins Gewicht fällt (Hautsch und Hess, 2002, S. 146).

Eine Folge dieser Effekte kann eine Verzerrung von Variablen, Mittelwerten und Varianzen sein. Darüber hinaus können diese zu serieller Korrelation führen (Campbell, Lo und MacKinlay, 1997, S. 89). Besonders betroffen von dem Problem der seriellen Korrelation sind weniger häufiger und unregelmäßig gehandelte Papiere, da sie nur verzögert reagieren können (Campbell, Lo und MacKinlay, 1997, S. 86). Meist handelt es sich hierbei um Papiere von Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung. Allerdings sind genau diese wesentlich reagibler auf neue Informationen, als solche von Unternehmen mit einem großen Marktwert (Goodhart und O'Hara, 1997, S. 97). Insgesamt können diese Effekte zu falschen Untersuchungs- und Testergebnisse führen, wobei wir diese Einflüsse aufgrund der vorliegenden Aggregation von Einzelkursen zu einem Aktienindex und der resultierenden hohen Marktliquidität eher gering einschätzen.

3. Daten

3.1 Der ZEW-Konjunkturindikator

In der vorliegenden Arbeit wird der ZEW-Indikator untersucht, der eine Komponente des monatlich veröffentlichten ZEW Finanzmarkttests ist. Der ZEW-Indikator bildet die Erwartungen von Finanzmarktanalysten bezüglich der konjunkturellen Entwicklung in Deutschland ab und kann als eines der wichtigsten Elemente des Finanzmarkttests gewertet werden. Dies belegen nicht nur die zahlreichen Erwähnungen in der Presse (siehe u.a. Ankündigungen zum ZEW-Indikator in den Wochenvorschauen der Vereinigten Wirtschaftsdienste, VWD], sondern vor allem das Interesse des Marktes bezüglich der Erwartungen des Indikators im Vorfeld seiner Veröffentlichung. Grund hierfür ist unter anderem die nachgewiesene gute Prognosequalität für die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung in Form des Bruttoinlandsproduktes (BIP) (siehe Hüfner und Schröder, 2002).

Im Rahmen des ZEW Finanzmarkttests wird seit Dezember 1991 eine monatliche Umfrage (ZEW Finanzmarktumfrage) unter ca. 300 Finanzmarktanalysten durchgeführt, um Angaben zu deren Erwartungen bezüglich verschiedener Kennzahlen wie der Inflationsrate, Zinsen, Wechselkursen aber auch Konjunkturerwartungen zu erhalten. Hierbei werden qualitative Erwartungen bezüglich einer steigenden (positiv), fallenden (negativ) oder gleich bleibenden Tendenz erfragt. Zur Generierung der einzelnen Kennzahlen werden anschließend die prozentualen Anteile der auf eine der drei Kategorien entfallenen Antworten gebildet. Die Kennzahl ergibt sich anschließend aus der Differenz der positiven und negativen Anteile. Die Ergebnisse werden jeden Monat an bestimmten Tagen und Zeitpunkten veröffentlicht.

3.2. Intraday-Daten des DAX

Die Untersuchung der Einflüsse des ZEW Indikators auf den Aktienmarkt soll anhand der Reaktion des Deutschen-Aktien-Indexes (DAX) zum Zeitpunkt der Veröffentlichung gemessen werden. Im DAX sind die dreißig umsatzstärksten Papiere zusammengefasst, die im Prime Standard der Deutschen Börse AG gehandelt werden. Die in dieser Arbeit verwendeteten Intraday-Daten des DAX-Kurses wurden von der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank (KKMD) bezogen. Sie liegen uns für den Zeitraum vom 02.01.2002 bis einschließlich dem 30.09.2004 vor. Eine Kursbildung des DAX erfolgt alle 15 Sekunden. Hierbei fließen die Kursänderungen der Bestandteile ein. Der gesamte zur Verfügung stehende Datensatz beläuft sich insgesamt auf 1.649.695 Datensätze mit Angabe von Kurs, Datum und Uhrzeit. Vor der Durchführung der Untersuchung wurden die Daten hinsichtlich der in Abschnitt 2 erwähnten Effekte untersucht. Durch die isolierte Betrachtung des DAX tritt der nichtsynchrone Handelseffekt nicht auf. Die Wahrscheinlichkeit einer Handelsperiode ohne neue Notierung ist gegenüber einer einzelnen Aktie gering. Zur Untersuchung des Nichthandelseffektes wurden Handelslücken in dem Datensatz identifiziert, indem der Datensatz auf Renditen mit dem Wert 0 durchsucht wurde. Im Verhältnis zum gesamten Datensatz liegen bei 4% der Beobachtungen 0-Renditen vor. Schränkt man die 0-Renditenuntersuchung auf den Zeitraum um den Veröffentlichungszeitraum des ZEW-Indikators zwischen 10:00 Uhr und 12:00 Uhr, sowie im Jahr 2002 auf den Zeitraum 14:00 Uhr bis 16:00 Uhr ein, so verringert sich der Anteil der 0-Renditen auf 1%, so dass ein entsprechender Effekt unbedenklich erscheint.

Tabelle 1: Veröffentlichungszeitpunkte des ZEW Finanzmarkttests und Öffnungszeiten der Frankfurter Wertpapierbörse

	Monat												Uhrzeit	Parkett	Xetra
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12			
2004	20	17	16	20	18	22	20	17	14	12	9	7	11:00	9:00-20:00	9:00-17:30
2003	21	18	18	15	13	17	15	19	16	14	11	9	11:00	9:00-20:00	9:00-17:30 ab 03.11.
2002	15	19	19	16	14	11	9	13	17	15	12	10	15:00	9:00-20:00	9:00-20:00
2001	16	20	20	24	22	19	17	21	18	16	13	11	16:00	9:00-20:00	9:00-20:00
2000	18	15	21	18	16	20	18	22	19	17	14	12	16:00	9:00-20:00 ab 02.06.	9:00-20:00 ab 02.06.
1999	19	23	23	20	18	22	20	24	21	19	16	14	16:00	9:00-17:30 ab 20.09.	9:00-17:00 ab 20.09.
1998	20	17	24	21	19	23	21	18	22	20	17	15	16:00	8:30-17:00 ab 01.07.	8:30-17:00 ab 01.07.
1997	21	18	<u>19</u>	22	20	24	22	19	23	21	18	16	16:00	10:30-13:30	10:30-13:30
1996	23	20	26	23	21	25	23	20	24	22	19	17	16:00	10:30-13:30	
1995	24	21	28	25	23	20	25	22	26	24	21	19	16:00	10:30-13:30	
1994	25	22	22	26	24	21	26	23	27	25	22	20	16:00	10:30-13:30	
1993	26	23	23	27	25	22	27	31	28	26	23	21	16:00	10:30-13:30	
1992	24	21	27	24	22	26	28	25	22	27	24	22	16:00	10:30-13:30	
1991	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	20	16:00	10:30-13:30	

Der Mittelwert der Verteilung der 15-Sekundenintervalle liegt bei $-1,67E-07$, die Standardabweichung beträgt $0,000324$. Die Schiefe weist mit einem Wert von $-2,76$ auf ein linksschiefes Verhalten des Datensatzes hin. Die Kurtosis weist einen Wert von 1677 auf. Das Ergebnis der Verteilung kann leicht verfälscht sein, da implizit angenommen wurde, dass die Renditen stetig anfallen, was jedoch auf Grund der Börsenöffnungszeiten nicht zutrifft. Größere Renditesprünge sind daher zwischen dem Handelsende an einem Tag und dem Eröffnungskurs am darauf folgenden Tag zu beobachten.

Aus den 15-Sekundenintervallen wurde ein zweiter Datensatz mit 2-Minutenintervallen erstellt. Die Anzahl der Nullstellen im gesamten Datensatz reduziert sich auf weniger als 1%. Für die Renditen der Verteilung wurde ebenfalls das erste bis vierte Moment analysiert. Insgesamt liegen 205.985 Datensätze vor. Der Mittelwert beträgt $-1,36E-06$ und die Standardabweichung liegt bei $0,0011$. Auch dieser Datensatz weist mit einer Schiefe von $-0,83$ eine leichte Linksschiefe auf. Die Kurtosis beträgt 60 und ist im Vergleich zum 15-Sekunden Datensatz wesentlich geringer, weist aber immer noch einen im Vergleich zur Referenz-Normalverteilung deutlich erhöhten Wert auf.

4. Ereignisstudie I: Getrennte Untersuchung von Renditen und Volatilität

4.1. Analyse der Renditeentwicklung

Die Analyse der Auswirkungen und der Bedeutung des ZEW Indikators wird zunächst anhand der Renditen des DAX durchgeführt. Trägt der ZEW-Indikator zur Erwartungsbildung der Investoren bei, so sollte dann eine Reaktion am Aktienmarkt messbar sein, wenn die Erwartungen der Investoren nicht erfüllt werden. In diesen Fällen würde es auf effizienten Märkten zur Einpreisung der neuen Information kommen. Durch die Analyse von Intraday-Daten kann die unmittelbare Reaktionszeit des Marktes beobachtet werden. Darüber hinaus soll die Intensität der Reaktion auf „gute“ und „schlechte“ Informationen untersucht werden. Renditen des DAX werden bestimmt, indem der Logarithmus des aktuellen Kurswertes durch den der Vorgängerperiode dividiert wird. Die entsprechende Formel zur Erstellung der kontinuierlichen (logarithmischen) Renditen R_t lautet:

$$R_t = \ln \frac{DAX_t}{DAX_{t-1}} \quad (4.1)$$

Für die Analyse der Renditen wird für die Veröffentlichungstage ein Intradayfenster von Januar 2003 bis September 2004 ausgeschnitten. Dieses beginnt jeweils um 10:31:00 und endet um 11:29:45. Für 21 Veröffentlichungszeitpunkte stehen somit insgesamt 4.956 Beobachtungen zur Verfügung. Diese 21 Ereignisse werden abschließend in gute und schlechte Ereignisse aufgeteilt.

Zur Definition der „guten“ und „schlechten“ Nachrichten wird eine unerwartete Veränderung des ZEW-Indikators definiert. Sie setzt sich aus der Differenz des eingetretenen ZEW-Indikators und den Erwartungen bezüglich der Entwicklung des ZEW-Indikators zusammen:

$$Unerw = (ZEW_t - Erw_t) \quad (4.2)$$

Für die Erwartungen der Marktteilnehmer werden die Ergebnisse einer monatlichen Umfrage unter den Teilnehmern des ZEW Finanzmarkttests herangezogen. Die Ergebnisse werden in der Vorwoche der Bekanntgabe des ZEW Indikators im Finanzinformationssystem Bloomberg veröffentlicht. Seit der ersten Veröffentlichung der Bloomberg Prognose ist die Anzahl der teilnehmenden Finanzanalysten kontinuierlich angestiegen. Waren es im Jahr 2002 nur durchschnittlich 14,1 (Median: 14,5) Teilnehmer, so erhöhte sich die Teilnehmerzahl im Jahr 2003 auf durchschnittlich 24 (Median: 22) Analysten und betrug 2004 im Schnitt 36,9 (Median: 36).³ Ein positives Ereignis tritt ein, wenn die unerwarteten Veränderungen positiv sind. Sollte hier ein negativer Wert eintreten, so handelt es sich um ein „schlechtes“ Ereignis. Insgesamt gab es elf „positive“ und zehn „negative“ Überraschungen für die Finanzanalysten.

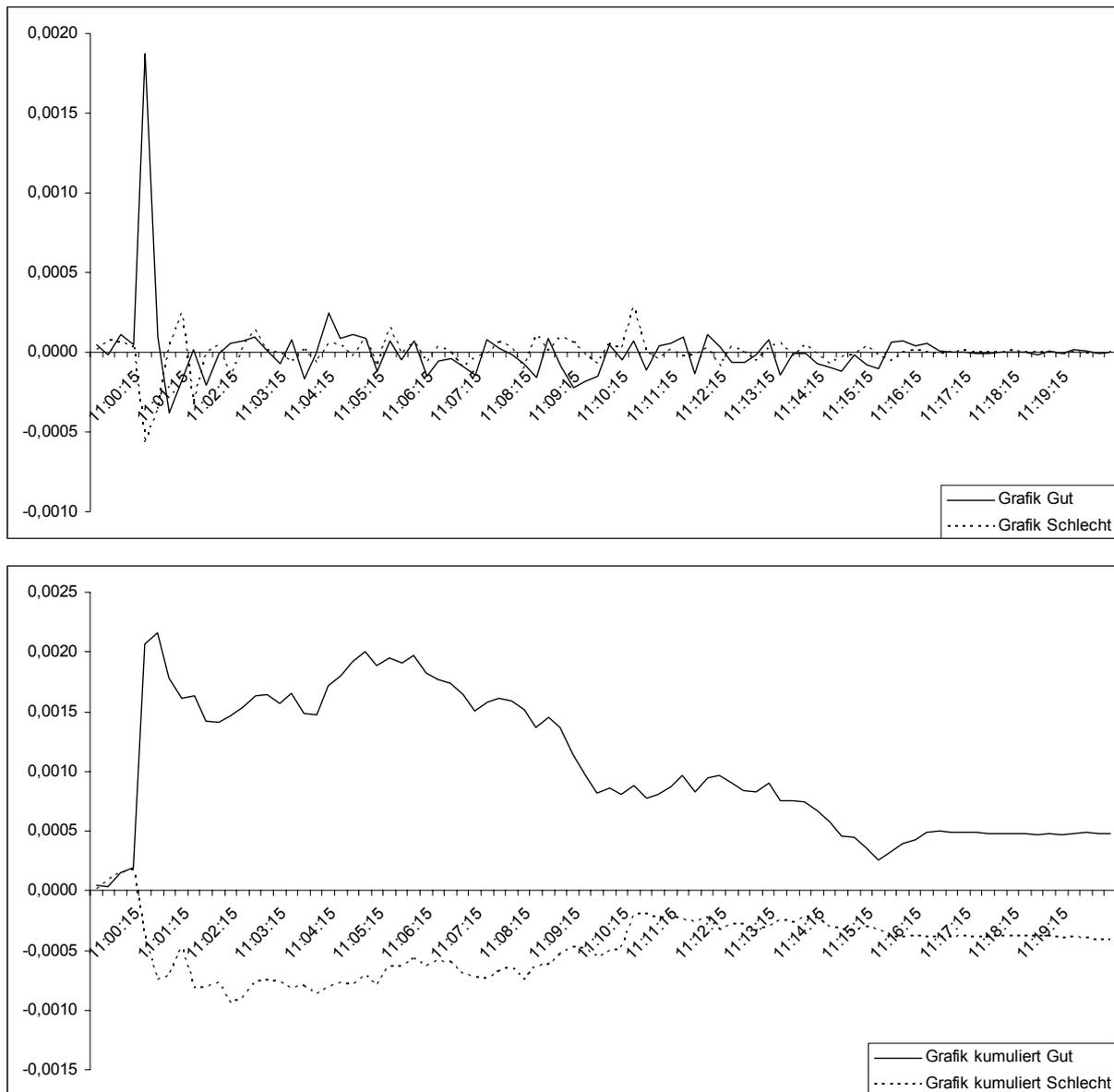
Jedes der elf guten und zehn schlechten Ereignisse ist in 236 Zeitintervalle t unterteilt. Für jedes Intervall der guten und schlechten Ereignisse werden die Renditen addiert und durch die Gesamtanzahl an guten (N_G) bzw. schlechten Ereignisse (N_S) dividiert (siehe (4.3) für die „guten“ Nachrichten), so dass jeweils eine Zeitreihe mit den Mittelwerten an guten und eine Zeitreihe mit den Mittelwerten der Renditen an schlechten Tagen entsteht:

$$R_{iG} = \frac{\sum_{e=1}^{N_G} R_{ie}}{N_G}, i = 1, \dots, 236 \quad (4.3)$$

In der Abbildung 1 sind die Verläufe der Renditen R_{iG} und R_{iS} sowie die kumulierten Renditen dargestellt.

³ Eine Aufstellung aller Bloombergprognosen und der tatsächlich eingetreten Ergebnisse kann dem Anhang entnommen werden.

Abbildung 1: Entwicklung der durchschnittlichen Renditen und kumulierten Renditen nach Bekanntwerden unerwarteter ZEW-Konjunkturmeldungen



Anmerkungen: Das obere Schaubild zeigt die durchschnittlichen Renditen R_{iG} und R_{iS} , das untere Schaubild die zugehörigen kumulierten Renditen.

Aus Abbildung 1 ist sowohl bei guten als auch bei schlechten Ereignissen eine deutliche Reaktion der Renditen schon unmittelbar nach dem ersten erfassbaren Zeitintervall um 11:00:15 Uhr und kurz danach messbar. Die Auswirkungen auf den Kurs des DAX betragen innerhalb der ersten 15 Sekunden nach der Veröffentlichung bei guten Ereignissen im Durchschnitt 0,19% und bei schlechten Ereignissen -0,06%. Insgesamt fällt auf, dass bei guten Nachrichten die Renditen stärker reagieren als bei unerwartet schlechten Ergebnissen des ZEW-Finanzmarkttests. Der Grafik kann weiterhin entnommen werden, dass sowohl bei guten als auch bei schlechten Nachrichten unmittelbar nach einer Reaktion um 11:00:15 eine

erste Gegenbewegung um 11:00:45 einsetzt. Die Kursänderungen des DAX-Index betragen bei der ersten Gegenbewegung im Fall eines guten Ereignisses -0,03%, bei einem schlechten Ereignis verbessert sich der Kurs um 0,03%.

Nach einem Blick auf die Grafik der kumulierten Renditen (unterer Teil von Abbildung 1) ergibt sich ein vollständigeres Bild. Die Summe der Renditen in den 15 Sekundenintervallen ist noch bis 15 Minuten nach der Veröffentlichung leicht erhöht, bzw. niedriger. Nach neun bis zehn Minuten kann eine anhaltende Gegenbewegung beobachtet werden. Diese Gegenbewegung im Sinne einer „Mean Reversion“ ist bisher aus der Analyse der Effekte makroökonomischer Neuigkeiten auf Wechselkurse bekannt (Evans und Lyons, 2003). Die Reaktion kann zwei verschiedene Ursachen haben. Einerseits könnten die Marktteilnehmer versuchen kurzfristige Kursgewinne aus den Intraday- Auswirkungen des ZEW-Indikators auf den Aktienmarkt zu realisieren. Die Argumentation würde durch die relativ stärkere Reaktion auf positiven gegenüber negativen Ereignissen gestützt werden. Andererseits können die Beobachtungen im Einklang mit der verbreiteten Meinung (siehe Abschnitt 2) stehen, dass die Reaktion von Aktienkursen auf makroökonomische Indikatoren nicht immer eindeutig bestimmt werden können, da positive Nachrichten zwar grundsätzlich die Kurse erhöhen, im Gegenzug aber die Zinserwartungen der Marktteilnehmer beeinflusst und so eine Gegenbewegung begründet sein könnte. Beide Alternativen deuten jedoch auf effiziente Märkte hin, da die neue Information in sehr kurzer Zeit eingepreist wird.

4.2. Der Verlauf der DAX-Intraday-Volatilität

Die Volatilität an Finanzmärkten steigt, wenn neue Informationen den Markt erreichen und Marktteilnehmer auf diese durch Aktivitäten am Markt reagieren. Werden die Erwartungen angepasst, so führt dies in zahlreichen Fällen zu einer Zunahme der Handelsaktivitäten. Es ist jedoch einschränkend festzuhalten, dass nicht allein auf Grund von hoher Volatilität auf regen Handel geschlossen werden darf, da die Volatilität auch bei geringen Handelsvolumina erhöhte Ausschläge aufweisen kann. Zudem muss das besondere Verhältnis von Volumen und Volatilität zum Zeitpunkt des Bekanntwerdens neuer Informationen am Markt berücksichtigt werden. Die Volatilität der Renditen steigt bei neuer Information schlagartig an und fällt hernach wieder auf ein „normales“ Maß zurück. Die Volatilität des Volumens dagegen kann durch neue Informationen über längere Zeit auf einem höheren Niveau verharren (Andersen 1996, S. 201).

Anhand der Volatilität soll im folgenden Abschnitt die Bedeutung des ZEW-Indikators am Tag der Veröffentlichung durch einen Vergleich der Veröffentlichungstage mit den Nicht-Veröffentlichungstagen aufgezeigt werden. Es wird ferner der Einfluss des ZEW-Indikators relativ zum Einfluss anderer Ereignisse an den Veröffentlichungstagen untersucht. Diese Vorgehensweise setzt voraus, dass zuvor der übliche Intraday-Verlauf der DAX-Volatilität bekannt ist. Wie in Abschnitt 2 beschrieben, wurden für verschiedene Finanzmärkte saisonale Muster wie z.B. der U-förmige Verlauf festgestellt. Durch Verwendung von Intraday-Daten konnte das Verhalten der Volatilität zu Zeitpunkten wie der Eröffnung anderer wichtiger Leitbörsen oder zu Handelspausen identifiziert werden (siehe Goodhart und O'Hara, 1997). Bei der Analyse von Volatilitäten in Ereignisstudien muss also der Einfluss entsprechender Intradaysaisoneffekte berücksichtigt werden, da es sonst zu Fehlinterpretationen der Ergebnisse kommen kann.

Das zu implementierende Konzept der Volatilität wird zur Beschreibung des zu erwartenden Investitionsrisikos herangezogen. In dieser Studie soll die Schwankungsbreite der DAX-Renditen beschrieben werden. Zur Bestimmung der Volatilitäten V_j werden die Daten aller Beobachtungstage auf die entsprechenden Intradayintervalle i (mit Längen von 15 Sekunden oder zwei Minuten) aufgeteilt. Zur Berechnung von V_i des Intervalls i am Tag t wird die Formel (4.4) verwendet:

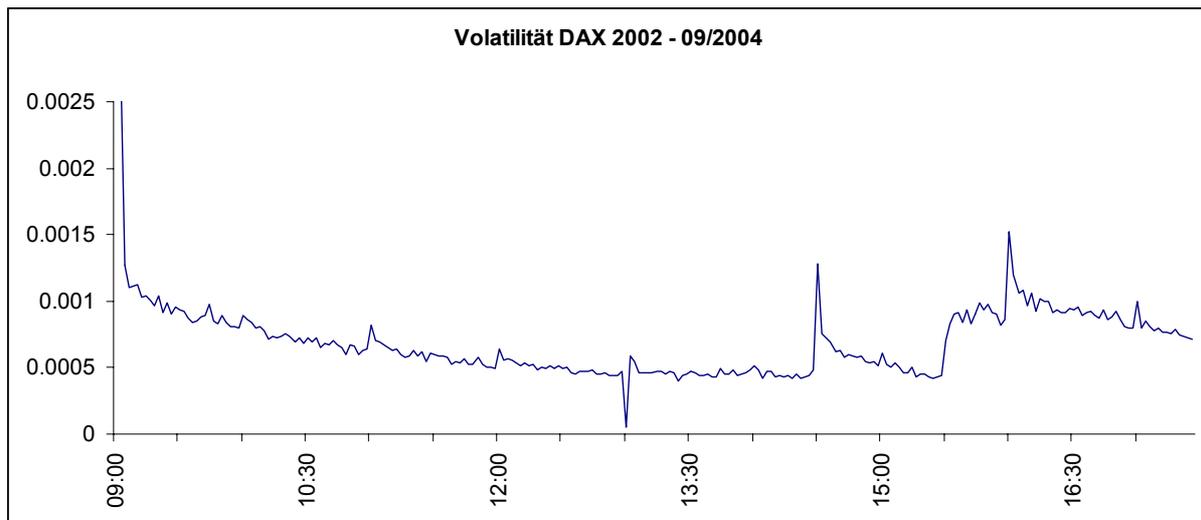
$$V_{it} = \left| R_{it} - \bar{R}_i \right| \quad (4.4)$$

Die Volatilität V_{it} bestimmt sich somit aus dem Absolutbetrag der Differenz der Rendite R in dem Intervall i am Tag t von dem Mittelwert der entsprechenden Renditen aller Beobachtungstage. Aus den berechneten Volatilitäten V_{it} wird anschließend durch Mittelwertbildung die Volatilität $V_{i,t}$ für das Intervall i berechnet.

In der Zeit vom 02.01.2002 bis zum 31.10.2003 wurden Papiere im Xetra Handelssystem der Frankfurter Wertpapierbörse jeweils zwischen 9:00 Uhr und 20:00 Uhr gehandelt (siehe Tabelle 1). Seit dem 03.11.2003 erfolgte eine Umstellung der Handelszeit von 9:00 Uhr bis 17:30 Uhr. Für die verschiedenen Börsenöffnungszeiten sollen zunächst die Intraday-Verläufe für 2-Minutenintervalle des DAX dargestellt werden, um mögliche Intraday-Saisonalitäten zu identifizieren. An Tagen mit Börsenöffnungszeiten von 9 bis 20 Uhr stehen insgesamt 330 Intradayintervalle (i) zur Verfügung, für die neuen Handelszeiten von XETRA liegen dagegen im Beobachtungszeitraum 255 Intervalle vor. Die Verläufe der Volatilitäten $V_{i,t}$ beider Zeiträume weisen in der Zeit von 9:00 Uhr bis 17:30 Uhr dasselbe charakteristische Verhalten

auf. Eine gemeinsame Berechnung und Betrachtung der Volatilitäten in den Jahren 2002 bis 2004 für den Zeitraum 9:00 Uhr bis 17:30, wie im weiteren Verlauf geschehen, erweckt somit keine Bedenken. Insgesamt stehen für die Untersuchung im Zeitraum 255 Intervalle (9:00 Uhr bis 17:30 Uhr) und im Durchschnitt 671 Beobachtungen, d.h. Börsentage in den Jahren 2002 bis 2004, zur Verfügung.

Abbildung 2: Durchschnittliche Volatilität des DAX im Tagesablauf (9.00 - 17.30 Uhr)



Anmerkung: Berechnung auf der Grundlage von zweiminütigen Zeitintervallen und bei Durchschnittsbildung über alle Börsentage der Zeitperiode Januar 2002 bis September 2004.

Der Verlauf der Intraday-Volatilität zwischen 9:00 Uhr und 17:30 Uhr von Januar 2002 bis September 2004 wird in Abbildung 2 in 2-Minutenintervallen dargestellt. Es lässt sich ein leicht U-förmiger Verlauf der Verteilung der Volatilitäten über den Tag hinweg erkennen, welcher auch für andere Aktienmarktindizes berichtet wurde (siehe z.B. Berry und Howe, 1994). Kurz nach Eröffnung der Börse ist die Volatilität relativ hoch und weist bis 14:30 Uhr einen abnehmenden Verlauf auf. Eine Ausnahme bildet hier ein leicht erhöhter Ausschlag gegen 11:00 Uhr. Nach 14:30 erfolgt ein intensiver Volatilitätsanstieg, der insgesamt 30 bis 40 Minuten anhält. Eine erneute, heftige Zunahme der Volatilität kann um 15:30 Uhr beobachtet werden. Es handelt sich jedoch nicht wie bei den zuvor gehenden Bewegungen um einen temporären Anstieg der Volatilität, sondern um einen permanenten. Diese dauerhaft erhöhte Volatilität kann bis 17:30 Uhr verfolgt werden. Bei einem Vergleich der Volatilitätsverläufe bei verlängerten Öffnungszeiten bis 20:00 Uhr mit den aktuellen Öffnungszeiten bis 17:30 Uhr kann man bei dem Verlauf mit den längeren Öffnungszeiten

einen Einbruch der Volatilität nach 17:30 Uhr beobachten, die einen weiterhin ruhigen und flachen Verlauf bis zum Handelsende des XETRA-Systems um 20:00 hat (ohne Abbildung).

Es sollen zunächst die Ursachen für die signifikanten Ausschläge zu Handelsbeginn und an den Zeitpunkten 11:00 Uhr, 14:30 Uhr, 15:30 Uhr und 16:00 Uhr untersucht werden. Der sehr deutliche Ausschlag zu Beginn des Handelstages ist auf Reaktionen der Marktteilnehmer auf Ereignisse außerhalb der Börsenhandelszeiten zurückzuführen. Dies können sowohl Informationen der wichtigen Leitbörsen in New York oder Tokio als auch wichtige Unternehmensnachrichten sein. Weiterhin sorgen Veröffentlichungen von Indikatoren wie beispielsweise der Verbraucher- und Erzeugerpreise, der gesamtwirtschaftlichen Produktion oder des Umsatzes sowie weitere gesamtwirtschaftliche Kennzahlen für ein entsprechendes Verhalten der Marktteilnehmer. Diese Zahlen werden in Deutschland meist vor der Eröffnung des Börsenhandels um 8:00 Uhr publiziert (siehe VWD Wochenvorschauen, 2002-10/2004). Eine Untersuchung entsprechender Veröffentlichungen für den US amerikanischen Aktienmarkt (Ederington und Lee, 1993) deutet auf eine dominante Bedeutung derartiger makroökonomischer Nachrichten hin: Nach Ausschluss dieser Nachrichten blieb keine erhöhte Volatilität zu Börsenbeginn messbar.

Um Klarheit über die anderen Ausschläge zu erhalten, wurden die VWD Wochenvorschauen der Jahre 2002 bis 10/2004 nach regelmäßigen, wichtigen Ereignissen zu den betreffenden Zeitpunkten untersucht. Einzelereignisse können zwar einen starken Einfluss auf die Volatilität an Märkten haben, allerdings dürften diese bei der Untersuchung eines längeren Zeitraumes nicht so stark ins Gewicht fallen. Aus diesem Grund wurden nur Ereignisse bei der Analyse berücksichtigt, die mehr als 3 Mal im Jahr erscheinen. Tabelle 2 stellt entsprechend definierte regelmäßige Nachrichten und ihre festen Veröffentlichungszeiten zusammen.

Die Durchsicht zum Zeitpunkt 15:30 Uhr ergab, dass verschiedene Veröffentlichungen der Europäischen Zentralbank (EZB) zu dieser Zeit getätigt werden. Einmal wöchentlich (meistens montags) werden zu dieser Zeit die 2-Wochen-Refinanzierungszinstender ausgeschrieben. Am folgenden Tag wurden oft zur gleichen Zeit die Fremdwährungsreserven ausgewiesen, allerdings geschah dies nur im Jahre 2002. Darüber hinaus gibt die EZB monatlich langfristige Refinanzierungszinstender bekannt. Diese Ausschreibungen erfolgen zu einem bestimmten Zinssatz, der wiederum einen Einfluss auf Aktienmärkte haben kann. Diese neue Information dürfte jedoch höchstens von temporärer Bedeutung auf die Märkte

sein, da die Investoren ihre Erwartungen innerhalb kurzer Zeit anpassen und die Preise sich auf einem neuen Niveau einpendeln.

Tabelle 2: Zeitliche Dokumentation möglicher Kurs beeinflussender Nachrichten

		Veröffentlichungen von wichtigen Indikatoren und Kennzahlen						
		14:30 Uhr		15:30 Uhr		16:00 Uhr		
US	Pers. Einkommen / Ausgaben	M	EU	Ausschreibung 2 Wochen Refin. Zinstender	W	US	Lagerbestände und Umsätze Großhandel	M
US	Auftragseingang langleb. W.güter	M	EU	Wochenausweis Fremdw.reserven (nur 2002)	W	US	ISM Index verarbeitendes und nichtverarb. Gewerbe	M
US	Import-/Exportpreise	M	EU	Ausschreibung langfristige Refin. Zinstender	M	US	Chicago Fed National Activity Index (CFNAI)	M
US	BIP	Q				US	Frühindikatoren	M
US	Verbraucherpreise	M				US	Auftragseingang Industrie	M
US	Realeinkommen	M				US	Neubauverkäufe	M
US	Zahl Baubeginn	M				US	Ausgaben Bau Index	M
US	Handelsbilanz	M				US	Verbrauchervertr. Index	M
CA	Handelsbilanz	M				US	Einkaufsmanager	M
US	Leistungsbilanz	Q				US	Industrieprod. und Kapazitätsausl. NAPM verarb. und nicht verarb. Gew.nur 2002)	M
US	Umsatz Einzelhandel	M						
CA	BIP	M						
US	Erzeugerpreise	M						
US	Lagerbestände	M						
US	Produktivitätsindex	Q						
US	Arbeitsmarktdaten	M						
US	Empire State Index	M						
EU	Ratssitzung EZB	M						

	<i>Frequenz</i>
Q	<i>Quartal</i>
M	<i>Monat</i>
W	<i>Woche</i>

Anmerkung: Zusammenstellung nach Durchsicht von VWD Wochenvorschau 2002-10/2004, Quelle: VWD Wochenvorschau (2002 – 2004)

Der charakteristisch permanent verbleibende Anstieg der DAX-Volatilitäten um 15:30 Uhr deutet hingegen auf den Einfluss hin, der durch die Eröffnung der New York Stock Exchange um 9:30 Eastern Time (Deutschland: 15:30 Uhr) gegeben ist, welche als die wichtigste Leitbörse der Welt gilt.⁴ Das Ergebnis bestätigt die Resultate von Harju und Hussain (2005), die den Ausschlag mit Daten von September 2000 bis August 2003 aufgrund der ihnen zur Verfügung stehenden 5-Minuten-Daten allerdings erst um 15.35 feststellen konnten.

Die überraschende zweiminütige Volatilitätsdelle ab 13:00 Uhr ist auf die zugrunde liegenden Rohdaten zurückzuführen. So fand im Zeitraum 13:00:15 Uhr und 13:02:00 Uhr an keinen der Tage eine neue Kursnotierung statt, was auf einen systematischen Datenfehler für diesen Zeitpunkt hindeuten könnte.

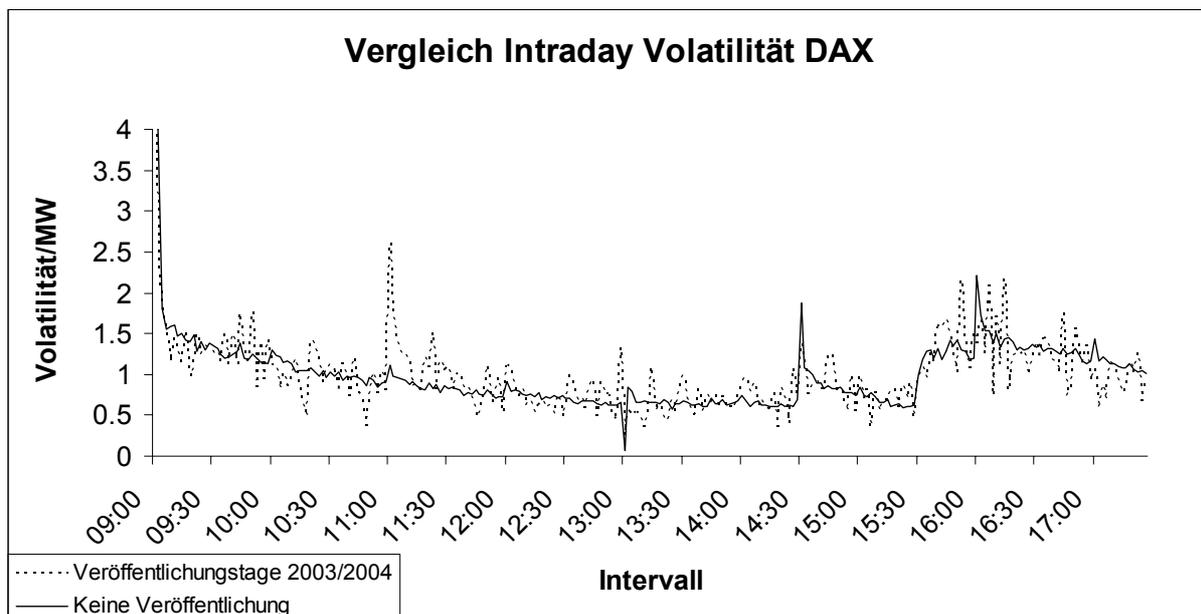
Die temporären Anstiege um 11:00 Uhr, 14:30 Uhr und 16:00 Uhr lassen weitere Veröffentlichungen und entsprechende Anpassungen der Erwartungen vermuten. Eine Durchsicht der VWD-Wochenvorschauen bestätigt dies. Gegen 11:00 Uhr erfolgen einige Veröffentlichungen von Unternehmen und Branchenverbänden. Während erstere verstärkt Jahresergebnisse veröffentlichen und Bilanz-Pressekonferenzen abhalten, geben letztere meist einen Ausblick auf Branchenentwicklungen in der Zukunft. In beiden Fällen dürfte jedoch der Neuigkeitsgrad dieser Nachrichten zu dem Zeitpunkt der Veröffentlichung gering sein. Zusätzlich veröffentlichen neben dem ZEW noch andere Forschungsinstitute wie das Institut für Weltwirtschaft (IFW) oder das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Konjunkturprognosen, allerdings zur selben Uhrzeit *und* am selben Tag nur an zwei Tagen des Beobachtungszeitraums. Um 14:30 Uhr und 16:00 Uhr werden zahlreiche Indikatoren in den USA veröffentlicht. Die Aufstellung der Nachrichten und die entsprechenden temporären und permanenten Volatilitätsanstiege deuten auf einen hohen Einfluss von Aktivitäten und Veröffentlichungen des US-amerikanischen Marktes auf den deutschen Aktienmarkt hin, der auch von Harju und Hussain (2005) vermutet wird (die Autoren stellen gleichfalls entsprechende „spikes“ um 14.35 und 16.05 an allen untersuchten europäischen Börsen fest). Genauere Schlussfolgerungen sind allerdings erst nach Durchführung entsprechender Ereignisanalysen mit detaillierter Fokussierung auf entsprechende Einzeltermine möglich.

⁴ In den USA wird in der Regel am ersten Sonntag im April auf Sommerzeit und am letzten Sonntag im Oktober auf Winterzeit umgestellt. Da dies fast zeitgleich mit der Umstellung in Deutschland einhergeht, ist davon auszugehen, dass die beschriebenen Effekte in Abbildung 2 nicht durch die Zeitumstellung verfälscht wurden.

4.3. Vergleich der DAX-Intraday-Volatilität an Veröffentlichungs- und Nicht-Veröffentlichungstagen der ZEW-Prognose

Im Folgenden wird der Einfluss des ZEW-Indikators relativ zu dem Einfluss anderer Ereignisse an den Veröffentlichungstagen untersucht. Die Analyse muss auf Grund der seit 2003 veränderten Veröffentlichungszeiten (11 Uhr statt 15.00 Uhr) aufgeteilt werden. Es wird daher der Verlauf der Intraday-Volatilität an den Veröffentlichungstagen der Jahre 2003 und 2004, der Gesamtheit der Nicht-Veröffentlichungstage der Jahre 2002 bis 2004 gegenübergestellt. Für die graphische Darstellung des Verlaufs an den Veröffentlichungstagen (siehe Abbildung 3) liegen für die 255 Intraday-Intervalle jeweils Daten von 21 Börsentagen vor. Die Referenzgröße kann hingegen auf der Grundlage von durchschnittlich 665 Tagen pro Intervall berechnet werden. Für das Jahr 2002 (Veröffentlichungszeitpunkt 15.00 Uhr) standen nur 12 Beobachtungen zur Verfügung, die hier nicht explizit dargestellt werden.

Abbildung 3: Intraday-Volatilität des DAX an den Tagen der Veröffentlichung des ZEW-Konjunkturindikators im Vergleich zu den übrigen Tagen



Zur vergleichenden Darstellung in einem gemeinsamen Diagramm wurde die Volatilität (siehe 4.4) der jeweiligen Intraday-Intervalle durch den Mittelwert der Volatilitäten über alle Intervalle geteilt. Dies ermöglicht einen besseren Vergleich beider Verläufe. Nach der Korrektur – siehe Abbildung 3 – wird das sehr ähnliche grundsätzliche Muster beider Verläufe sichtbar, es sind lediglich temporäre Abweichungen erkennbar. Der Ausschlag um 11:00 Uhr, der ca. 5 bis 10 Minuten anhält (siehe genauer Abschnitt 4.4), ist die eindeutig

größte Volatilitätsspitze an den Veröffentlichungstagen. Die Bekanntgabe des ZEW-Indikators kann demnach als das wichtigste Ereignis an den entsprechenden Veröffentlichungstagen bezeichnet werden.

4.4. Regressionsanalytische Untersuchung von Excess-Volatilität

Mittels einer Regressionsanalyse soll nun die Volatilität im Umfeld der Veröffentlichungszeitpunkte des ZEW Finanzmarkttests um 11:00 Uhr in den Jahren 2003 und 2004 sowie um 15:00 Uhr im Jahr 2002 bezüglich der Art der Volatilitätsbeeinflussung und der Feststellung der exakten Dauer signifikanter Einflüsse untersucht werden. Dies geschieht in Anlehnung an die übliche Vorgehensweise (vgl. Ederington und Lee, 1993) durch eine einfache intervallspezifische Regression der Form

$$V_{it} = c_i + a_i D_{it} + e_{it} , \quad (4.5)$$

wobei die Dummyvariable D_{it} die Veröffentlichungstage innerhalb des zu dem Intervall i gehörigen Datensatzes mit dem Wert 1 markiert. An allen anderen Tagen im Beobachtungszeitraum nimmt die Dummyvariable den Wert 0 an. Diese Regression wird anschließend für alle Intradayintervalle i durchgeführt. Anhand des Koeffizienten a_i soll der Einfluss innerhalb des Veröffentlichungszeitraumes identifiziert werden. Ist dieser Koeffizient positiv (negativ) und signifikant von 0 verschieden, so ist Volatilität des DAX durch Veröffentlichung des ZEW-Finanzmarkttests gegenüber den Nichtveröffentlichungstagen (Referenzzeitraum) signifikant erhöht (niedriger).

In Tabelle 3 werden die Ergebnisse zunächst für 2-Minuten Intervalle dargestellt. Die Schätzwerte des Koeffizienten a_i und zugehörige Standardfehler befinden sich auf der linken Hälfte der Tabelle. Für die Jahre 2003 und 2004 sind die Werte von dem Intervall 10:26-10:28 (-17) bis einschließlich zum Intervall 11:52-11:54 (+26) aufgelistet. Direkt daneben befindet sich die analoge Untersuchung für das Jahr 2002 mit paralleler Darstellung der Intervalle 14:26-14:28 (-17) bis 16:06-16:08 (+33). Die Nummerierung der Intervalle wurde relativ zum zentralen Veröffentlichungsintervall 0, also 11.00-11.02 bzw. 15.00-15.02, durchgeführt. Der rechten Hälfte von Tabelle 3 kann man die den jeweiligen Zeitintervallen zugehörigen Volatilitäten entnehmen. Im Untersuchungszeitraum 2003/2004 lagen insgesamt 446 Beobachtungen vor. Im Jahr 2002 waren es 253 Beobachtungen. Aus der Aufstellung der Volatilitäten für das Jahr 2002 lassen sich die im Abschnitt 4.2 beschriebenen Effekte zu den Zeitpunkten 14:30 Uhr, 15:30 Uhr und 16:00 Uhr anhand der berechneten mittleren Volatilität

ablesen, wobei die Werte in Abbildung 2 aufgrund des längeren Untersuchungszeitraums nicht direkt vergleichbar sind.

Die Bekanntgabe der ZEW-Konjunkturprognosen führt, wie nach den deskriptiven Analysen zu erwarten, an den Veröffentlichungstagen zu einem Anstieg der Volatilität, der jedoch nur für kurze Zeit signifikant ist (siehe linker Teil der Tabelle 3). Bei der aktuellen Veröffentlichung um 11.00 lässt sich nur zwischen 11.00 und 11.04 eine zu einem mindestens 5%-Niveau signifikante höhere Volatilität als an den Nicht-Veröffentlichungstagen feststellen, im Jahre 2002 um 15.00 bei geringerem quantitativen Effekt sogar nur von 15.00 bis 15.02.

In den letzten 20 Minuten vor den Veröffentlichungsterminen lassen sich sowohl 2002 als auch 2003/04 überwiegend negative Vorzeichen der Koeffizienten a_i beobachten (in jeweils 7 der 10 Intervalle von 2 Minuten Länge, drei Koeffizienten sind statistisch signifikant), was auf eine im Vergleich zu den Referenztagen niedrigere Volatilität im Vorfeld einer Veröffentlichung hinweist. Dies ist ein Indiz dafür, dass Handelsgeschäfte aufgeschoben werden, bis die neue Informationen des ZEW-Finanzmarkttests den Markt erreichen. Offensichtlich lässt sich folglich auch mit sehr hochfrequenten Intraday-Daten ein Ruhe-vor-dem-Sturm-Effekt nachweisen, der zuvor lediglich auf der Grundlage von Tagesdaten und bei Ankündigung von geldpolitischen Nachrichten diskutiert wurde (siehe Jones et al, 1998; Bomfim, 2003, hingegen findet keine Anzeichen für einen solchen Effekt).

Ein Blick in die rechte Hälfte von Tabelle 3 bekräftigt das Ergebnis aus den zuvor gehenden Abschnitten. Die Volatilitäten, die hier wohlgermerkt auf der Grundlage aller Börsentage und nicht nur der Veröffentlichungstage berechnet wurden, sind um 14:30 temporär und ab 15:30 permanent erhöht. Die Investoren und Anleger scheinen innerhalb dieses einstündigen Zeitraums auf eventuell zu veröffentlichende Indikatoren aus den USA um 14:30 Uhr sowie auf die Öffnung der NYSE eher zurückhaltend zu reagieren bzw. bestimmte zu veröffentlichende Ereignisse um 16:00 Uhr abzuwarten. Auch diese Beobachtung steht im Einklang mit einem möglichen „Calm-before-the-storm“ Effekt.

Tabelle 3: Regressionsanalytische Überprüfung von Veröffentlichungseffekten auf die Intraday-Volatilität

Intervall	Uhrzeit	Signifikanztest der Intervalle		Mittlere Volatilität in 2 Minutenintervallen	
		2003 - 2004	2002	2003 - 2004	2002
		10:26 - 11:56	14:26 - 16:08	10:26 - 11:56	14:26 - 16:08
-17	X:26 - X:28	-4,06E-05 0,000107	7,64E-05 0,000164	0,000566	0,000568
-16	X:28 - X:30	6,46E-05 0,00013	-5,54E-05 0,000138	0,000538	0,000622
-15	X:30 - X:32	5,13E-05 0,000169	-0,000623 0,000503	0,000580	0,001667
-14	X:32 - X:34	9,16E-05 0,000152	-3,63E-05 0,000219	0,000562	0,000996
-13	X:34 - X:36	-0,000163 * 9,19E-05	-1,96E-05 0,000278	0,000613	0,000899
-12	X:36 - X:38	0,000124 0,000178	-0,000241 0,000179	0,000543	0,000910
-11	X:38 - X:40	1,82E-05 0,000114	-0,000171 0,000256	0,000533	0,000789
-10	X:40 - X:42	-0,000109 8,46E-05	-9,37E-05 0,000194	0,000527	0,000806
-9	X:42 - X:44	0,000148 0,00014	-0,000157 0,000186	0,000550	0,000782
-8	X:44 - X:46	-0,000133 0,000127	-0,000205 0,000129	0,000542	0,000747
-7	X:46 - X:48	-7,72E-05 8,02E-05	5,37E-05 0,000159	0,000466	0,000712
-6	X:48 - X:50	-0,000281 *** 5,73E-05	-0,000449 *** 0,000104	0,000487	0,000779
-5	X:50 - X:52	-8,07E-05 8,65E-05	-0,000353 *** 9,95E-05	0,000529	0,000738
-4	X:52 - X:54	8,71E-05 0,000102	0,000129 0,000158	0,000499	0,000677
-3	X:54 - X:56	-7,47E-05 8,92E-05	-7,06E-05 0,000189	0,000492	0,000656
-2	X:56 - X:58	0,000135 0,000187	-7,77E-05 0,00013	0,000489	0,000693
-1	X:58 - Y:00	-5,04E-05 0,000105	0,000116 0,000208	0,000522	0,000661
0	Y:00 - Y:02	0,000849 *** 0,000269	0,000571 ** 0,000268	0,000679	0,000705
1	Y:02 - Y:04	0,000428 ** 0,000198	0,000377 0,000309	0,000591	0,000692
2	Y:04 - Y:06	0,000218 0,000177	-3,95E-05 0,000168	0,000560	0,000616
3	Y:06 - Y:08	0,000217 * 0,000113	0,000279 0,000305	0,000515	0,000689
4	Y:08 - Y:10	0,000177 0,000151	-0,000212 ** 0,000106	0,000510	0,000600
5	Y:10 - Y:12	0,000172 0,000143	-0,000219 ** 8,95E-05	0,000517	0,000548
6	Y:12 - Y:14	2,21E-05 8,89E-05	-0,000267 ** 0,000125	0,000473	0,000611
7	Y:14 - Y:16	4,65E-06 9,81E-05	0,000543 0,000466	0,000484	0,000650

Tabelle 3: (Fortsetzung)

Intervall	Uhrzeit	Signifikanztest der Intervalle		Mittlere Volatilität in 2 Minutenintervallen	
		2003 - 2004	2002	2003 - 2004	2002
		10:26 - 11:56	14:26 - 16:08	10:26 - 11:56	14:26 - 16:08
8	Y:16 - Y:18	1,88E-06 <i>0,000107</i>	8,29E-05 <i>0,000201</i>	0,000454	0,000519
9	Y:18 - Y:20	0,000182 <i>0,000185</i>	0,000313 <i>0,000271</i>	0,000469	0,000564
10	Y:20 - Y:22	0,000145 <i>0,000164</i>	-0,000118 <i>7,62E-05</i>	0,000478	0,000503
11	Y:22 - Y:24	0,000241 <i>0,000219</i>	7,63E-05 <i>0,000168</i>	0,000487	0,000520
12	Y:24 - Y:26	-2,45E-05 <i>9,36E-05</i>	-5,42E-05 <i>0,000111</i>	0,000500	0,000503
13	Y:26 - Y:28	0,000228 <i>0,000165</i>	-0,000121 <i>0,00014</i>	0,000444	0,000518
14	Y:28 - Y:30	0,000126 <i>0,000111</i>	4,91E-05 <i>0,000224</i>	0,000474	0,000559
15	Y:30 - Y:32	0,000163 <i>0,000105</i>	-4,37E-06 <i>0,000221</i>	0,000467	0,000929
16	Y:32 - Y:34	1,26E-05 <i>0,000115</i>	7,54E-05 <i>0,000304</i>	0,000480	0,001088
17	Y:34 - Y:36	0,000145 <i>0,000124</i>	-5,94E-05 <i>0,000271</i>	0,000440	0,001229
18	Y:36 - Y:38	0,000118 <i>0,000129</i>	-4,36E-05 <i>0,000275</i>	0,000481	0,001230
19	Y:38 - Y:40	5,90E-05 <i>8,02E-05</i>	-1,66E-06 <i>0,00024</i>	0,000423	0,001165
20	Y:40 - Y:42	4,75E-05 <i>8,19E-05</i>	0,000413 <i>0,000324</i>	0,000436	0,001211
21	Y:42 - Y:44	-1,94E-05 <i>9,02E-05</i>	-0,000102 <i>0,000186</i>	0,000424	0,001023
22	Y:44 - Y:46	-0,00014 <i>6,65E-05</i>	-4,72E-06 <i>0,000235</i>	0,000434	0,001125
23	Y:46 - Y:48	-0,000108 <i>7,28E-05</i>	-0,000652 *** <i>0,000178</i>	0,000397	0,001308
24	Y:48 - Y:50	1,68E-05 <i>8,63E-05</i>	-0,00057 *** <i>0,000173</i>	0,000393	0,001176
25	Y:50 - Y:52	0,000143 <i>0,000183</i>	-0,000391 <i>0,000237</i>	0,000466	0,001217
26	Y:52 - Y:54	-3,18E-05 <i>6,69E-05</i>	-0,000373 ** <i>0,000189</i>	0,000402	0,001140
27	Y:54 - Y:56		-0,000348 <i>0,00023</i>		0,001192
28	Y:56 - Y:58		-0,000619 <i>0,000167</i>		0,001009
29	Y:58 - Y:00		0,000668 <i>0,000313</i>		0,001061
30	Y:00 - Y:02		-0,000656 <i>0,000364</i>		0,002023
31	Y:02 - Y:04		-0,000355 <i>0,000317</i>		0,001477
32	Y:04 - Y:06		4,03E-05 <i>0,000305</i>		0,001351
33	Y:06 - Y:08		-0,000479 <i>0,000202</i>		0,001401

*** Signifikant auf 1% Niveau
 ** Signifikant auf 5% Niveau
 * Signifikant auf 10% Niveau
Std.abw. In kursiver Darstellung

Im Rahmen einer technischen Betrachtung könnte bemängelt werden, dass im Jahr 2002 nur 12 Beobachtungen zur Verfügung standen, während es in den Jahren 2003 und 2004 21 Beobachtungen waren. Zudem kann es sein, dass um 15:00 Uhr wesentlich mehr Volumen gehandelt wird als gegen 11:00 Uhr, so dass das zusätzliche Handelsvolumen, das durch Veröffentlichung des ZEW-Finanzmarkttests entsteht, relativ zu dem gehandelten Volumen nicht ins Gewicht fällt. Dieses hätte alternativ auch in Folge der Veröffentlichungen um 14:30 Uhr erzeugt worden sein, denn während die Volatilitäten auf Grund von Veröffentlichungen nur kurzzeitig erhöht sind, kann das Handelsvolumen in Folge solcher Veröffentlichungen einige Stunden erhöht bleiben (Andersen 1996, S. 201). Leider liegen keine Volumendaten vor, um diesen Punkt näher zu beleuchten.

4.5. Untersuchung von Excess-Volatilität auf 15-Sekunden-Basis

In einem letzten Schritt soll mittels der in diesem Abschnitt weiterhin verwendeten Regressionsanalyse die bisherige Untersuchung anhand von 15-Sekunden-Intervallen verfeinert werden. Da die Reaktionen zum Veröffentlichungszeitpunkt um 15:00 Uhr durch weitere Effekte überdeckt sein könnten, beschränkt sich die Analyse auf die Jahre 2003/2004. Der Untersuchungszeitraum umfasst 10 Minuten vor und nach der ZEW-Veröffentlichung. Die Ergebnisse für die Koeffizienten a_i (inklusive der Standardabweichungen der Koeffizienten) sind in Tabelle 4 enthalten.

In dem Zeitraum vor der Veröffentlichung sind in den 15 Sekundenintervallen überwiegend negative Vorzeichen zu beobachten (25 von 40). Die geringere Volatilität im Vorfeld einer Veröffentlichung ist bei 9 von 40 Beobachtungen schwach signifikant (<10%). In den 10 Minuten nach der Veröffentlichung liegt bei 35 von 40 Intervallen eine höhere Volatilität als an den Nicht-Veröffentlichungstagen vor, wobei in 12 Fällen eine Signifikanz zum 10%-Niveau feststellbar ist (ein Vorzeichen um 11.10 ist signifikant negativ).

Tabelle 4: Überprüfung der Volatilitäts-Reaktion mittels 15-Sekunden-Daten

Uhrzeit	Sekunden			
	0	15	30	45
10:50	-0.000051 <i>0.000038</i>	-0.000050 <i>0.000023</i>	** -0.000042 <i>0.000033</i>	0.000000 <i>0.000028</i>
10:51	0.000023 <i>0.000038</i>	-0.000051 <i>0.000028</i>	* -0.000034 <i>0.000042</i>	-0.000042 <i>0.000020</i>
10:52	-0.000003 <i>0.000048</i>	-0.000009 <i>0.000023</i>	-0.000013 <i>0.000023</i>	-0.000012 <i>0.000031</i>
10:53	-0.000047 <i>0.000027</i>	* 0.000025 <i>0.000038</i>	-0.000028 <i>0.000052</i>	0.000008 <i>0.000030</i>
10:54	-0.000036 <i>0.000022</i>	0.000018 <i>0.000025</i>	-0.000012 <i>0.000036</i>	0.000031 <i>0.000068</i>
10:55	0.000035 <i>0.000038</i>	-0.000021 <i>0.000027</i>	-0.000061 <i>0.000013</i>	*** -0.000054 <i>0.000012</i>
10:56	-0.000021 <i>0.000032</i>	-0.000024 <i>0.000019</i>	0.000072 <i>0.000053</i>	0.000009 <i>0.000037</i>
10:57	0.000043 <i>0.000033</i>	-0.000017 <i>0.000030</i>	-0.000038 <i>0.000024</i>	0.000022 <i>0.000049</i>
10:58	-0.000011 <i>0.000022</i>	0.000018 <i>0.000054</i>	0.000008 <i>0.000031</i>	-0.000054 <i>0.000022</i>
10:59	-0.000044 <i>0.000023</i>	* -0.000029 <i>0.000025</i>	0.000009 <i>0.000052</i>	-0.000028 <i>0.000039</i>
11:00	0.000021 <i>0.000029</i>	0.001097 <i>0.000238</i>	*** 0.000332 <i>0.000097</i>	*** 0.000194 <i>0.000066</i>
11:01	0.000200 <i>0.000057</i>	*** 0.000178 <i>0.000110</i>	0.000071 <i>0.000059</i>	0.000062 <i>0.000046</i>
11:02	0.000051 <i>0.000052</i>	0.000114 <i>0.000063</i>	* 0.000066 <i>0.000060</i>	-0.000025 <i>0.000021</i>
11:03	0.000112 <i>0.000050</i>	** 0.000156 <i>0.000085</i>	* 0.000068 <i>0.000063</i>	0.000083 <i>0.000039</i>
11:04	0.000045 <i>0.000036</i>	0.000031 <i>0.000031</i>	0.000023 <i>0.000044</i>	0.000028 <i>0.000038</i>
11:05	0.000100 <i>0.000072</i>	0.000048 <i>0.000058</i>	0.000023 <i>0.000038</i>	0.000044 <i>0.000047</i>
11:06	0.000079 <i>0.000052</i>	0.000055 <i>0.000047</i>	0.000003 <i>0.000042</i>	0.000095 <i>0.000041</i>
11:07	0.000111 <i>0.000052</i>	** 0.000056 <i>0.000039</i>	-0.000011 <i>0.000037</i>	0.000055 <i>0.000042</i>
11:08	-0.000002 <i>0.000031</i>	0.000116 <i>0.000069</i>	* -0.000002 <i>0.000026</i>	0.000050 <i>0.000056</i>
11:09	0.000056 <i>0.000040</i>	0.000034 <i>0.000064</i>	0.000061 <i>0.000052</i>	0.000002 <i>0.000026</i>
11:10	-0.000053 <i>0.000017</i>	*** 0.000086 <i>0.000094</i>	0.000121 <i>0.000062</i>	* 0.000015 <i>0.000037</i>

*** Signifikant auf 1% Niveau
 ** Signifikant auf 5% Niveau
 * Signifikant auf 10% Niveau
Std.abw. In kursiver Darstellung

Die Verteilung der signifikant erhöhten Volatilitäten konzentriert sich auf den Zeitraum sehr nahe dem Veröffentlichungszeitpunkt. Die erste hochsignifikante Reaktion ist unmittelbar bzw. bei der ersten DAX-Berechnung 15 Sekunden nach der Ankündigung um 11:00:15

messbar. Schon nach einer Minute ab 11:01:15 ist kein hochsignifikanter Effekt mehr feststellbar. Dieses Ergebnis deutet auf einen sehr effizienten Markt hin, da innerhalb eines kurzen Zeitraums die Preis-Volatilitäts-Reaktionen auf die neuen Informationen abgeschlossen sind. Weitere deutliche Ausschläge sind in der Zeit zwischen 11:03:00 und 11:03:45 messbar. Insgesamt wird damit die im vorherigen Abschnitt festgestellte Signifikanz innerhalb der zwei 2-Minuten-Intervalle 11:00 bis 11:02 und 11:02 bis 11:04 bestätigt und weiter präzisiert.

5. Ereignisstudie II: Gemeinsame Untersuchung von Renditen und Volatilität im GARCH(1,1)-Modell

In der folgenden Untersuchung werden alle Beobachtungen der 21 Ereignisse (Veröffentlichungen) in einer Zeitreihe zusammengefasst. Der Datensatz wird wiederum auf die Veröffentlichungstage in den Jahren 2003 und 2004 eingeschränkt. Weiterhin wird an diesen Tagen, entsprechend der Untersuchung der Renditen, ausschließlich der Zeitraum zwischen 10:31:00 und 11:29:45 Uhr (59 Minuten) betrachtet. Größere Zeiträume würden zu Überschneidungen mit anderen Ereignissen an denselben Tagen führen. Für die 21 Beobachtungstage, die in 15 Sekundenintervalle unterteilt sind, stehen somit 4.956 Beobachtungen zur Verfügung.

Zur gleichzeitigen Untersuchung der Renditen und der Volatilität bietet sich die Verwendung des von Bollerslev (1986) entwickelten GARCH(1,1)-Modells an, das unter Verwendung der Quasi-Maximum-Likelihood-Methode und des Ausweises robuster Standardfehler (Bollerslev und Wooldridge, 1992) geschätzt wurde. Mögliche Ankündigungseffekte werden sowohl in einer Mittelwertgleichung der Renditen als auch in der Varianzgleichung überprüft. Die Grundform des Modells wird in Gleichung (4.6) dargestellt:

$$\begin{aligned}
 R_t &= c + \theta R_{t-1} + \sum \delta_i D_{it} Unerw_t + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &= u_t \sigma_t \\
 \sigma_t^2 &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \sum \gamma_j D_{jt} \\
 u_t &\sim N(0,1)
 \end{aligned}
 \tag{4.6}$$

Die Fehlerterme der Mittelwertgleichung für die logarithmierten Renditen R_t setzen sich multiplikativ aus einem standardnormalverteilten Anteil und der Varianzgleichung zusammen. In die Mittelwertgleichung wird in Anlehnung an die übliche Vorgehensweise in

der Literatur ein autoregressiver Term übernommen, der z.B. auf Mikrostruktureffekte in der Preismessung (Jones et al., 1998) zurückzuführen ist. Die Dummyvariablen D_i markieren jene Zeitintervalle i , die vermutlich mit der Veröffentlichung der ZEW-Prognose in Verbindung stehen. D_i nimmt im Intraday-Intervall i den Wert eins an und ist innerhalb der anderen Intervalle null. Wie bisher, so sollen auch hier Renditen aus der Zeit vor und nach der Bekanntgabe erfasst werden.

Die Ereignisvariable $Unerw_{1_{it}} \equiv D_{it} Unerw_t$ gibt für das Ereignis- bzw. Ankündigungsintervall i die Höhe der „Überraschungsrendite“ an, die sich zum Zeitpunkt t (bzw. an dem dazugehörigen Tag) durch die Differenz der veröffentlichten und der erwarteten ZEW-Prognose ergibt (siehe 4.2 zur Definition von $Unerw$, siehe z.B. Hautsch und Hess, 2002, für eine ähnliche Vorgehensweise):

$$Unerw_{1_{it}} = D_{it} \times Unerw_t \quad (4.7)$$

$$Bsp.: Unerw_{1_{11:02:00-11:02:15}} = D_{11:02:00-11:02:15} \times Unerw$$

Im vorherigen Abschnitt wurden die Zeiten in der Nähe der Veröffentlichung des ZEW-Finanzmarkttests als dominierende Ereignisse innerhalb des betrachteten 59-Minuten-Zeitfensters identifiziert. Entsprechend soll auch in der Mittelwertgleichung des Modells (4.6) besonderes Augenmerk auf die im Rahmen der bisherigen deskriptiven Intraday-Ereignisstudie auffälligen Zeitintervalle gerichtet werden. Zunächst werden entsprechend der Ergebnisse der Renditeuntersuchung des Abschnitts 4.1 hierzu jene 5% der Beobachtungsintervalle der Renditeuntersuchung ausgewählt, die die größten Veränderungen und damit Reaktionen aufweisen. Bei gegebenen 236 Intervallen werden so 12 Intervalle näher betrachtet. Ein Blick in Abbildung 1 zeigt, dass der Markt hauptsächlich innerhalb des Zeitraumes zwischen 11:00:00 und 11:00:30 reagiert, d.h. diese Intervalle sind sowohl bei „guten“ als auch bei „schlechten“ Ereignissen zu beachten. Weitere große Reaktionen der Renditen sind bei „guten“ ZEW-Vorhersagen um 11:03:30 Uhr und 11:04:00 Uhr, sowie gegen 11:08:30 Uhr zu beobachten. Im Fall einer negativen Überraschung sind nach 11:00:45 Uhr weitere größere Reaktionen zwischen 11:01:15 Uhr und 11:01:30 Uhr messbar. Anschließend konnten größere Veränderungen im Rahmen der beschriebenen Gegenbewegung zwischen 11:10:15 Uhr und 11:10:30 Uhr identifiziert werden.

Das erwartete Vorzeichen in der Mittelwertgleichung ist entsprechend der Definition (4.7) sowohl für unerwartet gute als auch für unerwartet schlechte Ankündigungen positiv (bei überraschend guten Prognosen ist $Unerw$ positiv und es wird eine positive Reaktion des Aktienmarktes erwartet, während bei überraschend negativen Prognosen $Unerw$ negativ ist

und auch eine negative Reaktion des Aktienmarktes erwartet wird). Nur bei Kursbewegungen die der augenscheinlichen Tendenz der Nachricht entgegenlaufen wäre das Vorzeichen negativ.

Die Modellierung der Varianzgleichung des Modells (4.6) setzt sich aus zwei Teilen zusammen, und zwar aus einem permanenten und einem saisonalen Anteil. Für den permanenten Anteil werden die Elemente des GARCH (1,1) Prozesses herangezogen, die üblicherweise die besonderen Volatilitätseigenschaften der Intraday-Renditen gut erfassen (siehe dazu beispielsweise Wu und Xu, 2000, oder Lin und Yang, 2003). Für die saisonale Komponente werden dem GARCH Prozess additiv die Dummyvariablen D_i jener Zeitintervalle hinzugefügt, die im Rahmen der Volatilitätsuntersuchung für 15 Sekundenintervalle signifikante Ergebnisse gezeigt haben. Um die Aufnahme unnötig vieler Variablen zu vermeiden, werden nur die signifikanten Volatilitäten unmittelbar nach der Veröffentlichung, sowie die auf hohem Niveau signifikanten Werte kurz vor der Veröffentlichung des ZEW-Finanzmarkttests beachtet.

Die Untersuchung lässt sich in 5 Schritte untergliedern. In jedem Schritt wird dem Modell ein Komplexitätsschritt hinzugefügt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 ersichtlich. Zur besseren Darstellung werden sowohl die Koeffizienten als auch die Standardabweichungen mit dem Faktor 100 multipliziert. Zunächst wird die Mittelwertgleichung des Modells (4.6) ohne Beachtung der zeitvariablen Volatilität berechnet. Variante (1) enthält einen einfachen AR(1)-Prozess, Variante (2) umfasst die auffälligsten 5% der Veränderungen bei unerwartet „guten“ und bei unerwartet „schlechten“ Nachrichten. Ein Vergleich der Anpassungsgüte („adjusted R-squared“) beider Schätzungen zeigt eine Verbesserung um mehr als 10 Prozentpunkte bei Aufnahme der gewichteten Dummyvariablen, was auf eine hohe Relevanz dieser Ereignisse hindeutet.

Die Ergebnisse der Mittelwertgleichung (2) bestätigen, dass ein Großteil der Reaktion innerhalb der ersten 30 Sekunden nach der Bekanntgabe erfolgt: Zwischen 11:00:00 und 11:00:30 sind hochsignifikante Überschussrenditen zu verzeichnen. Die mit Abstand stärkste Bewegung findet sogar innerhalb der ersten 15 Sekunden nach 11 Uhr statt. Das positive Vorzeichen vor den gewichteten Dummyvariable lässt auf höhere Renditen bei „guten“ und negativen Renditen bei „schlechten“ Nachrichten schließen. Die im Rahmen der deskriptiven Analyse der Renditen beschriebene Gegenbewegung lässt sich anhand des negativen Koeffizientenvorzeichens bei schwacher Signifikanz im Intervall 11:03:15 Uhr – 11:03:30 Uhr beobachten. Durch die Aufnahme zusätzlicher Erklärungsvariablen hat sich der AR(1)-

Koeffizient verkleinert. Ein Teil des in der DAX-Zeitreihe enthaltenen autoregressiven Verhaltens dürfte daher durch die Reaktion des Marktes auf die Publikation des ZEW-Finanzmarkttests hervorgerufen sein.

In den Untersuchungsschritten (3) und (4) wird anstatt des AR(1)-Prozesses aus (1) und (2) ein GARCH(1,1) mit einem AR(1)-Term in der Mittelwertgleichung verwendet. Bei der Aufnahme zusätzlicher Variablen in der Mittelwertgleichung erhöht sich die Anpassungsgüte erneut um 10 Prozentpunkte. Die hierbei erhaltenen Ergebnisse unterscheiden sich in der Mittelwertgleichung nur geringfügig von (1) und (2). Neben der intensiven Reaktion im ersten Intervall und der einsetzenden Gegenbewegung kurze Zeit nach der Veröffentlichung ist auch dasselbe charakteristische Verhalten des Koeffizienten vor dem AR(1)-Term zu beobachten, allerdings auf höherem Niveau. Die Varianzgleichung weist sowohl für den verzögerten Fehlerterm als auch für die verzögerte Varianz Ergebnisse mit hoher Signifikanz auf. Allerdings erfüllt die Varianzgleichung nicht die Stationaritätsbedingungen eines GARCH(1,1) (die Summe der GARCH-Koeffizienten ist größer oder gleich eins).

In Schritt (5) werden nun zusätzliche erklärende Saisonkomponenten in Form der oben beschriebenen Dummyvariablen in die Varianzgleichung aufgenommen. Als Reaktion darauf ist nun in der Mittelwertgleichung kein autoregressives Verhalten mehr nachweisbar, so dass diese Eigenschaft der 15-Sekunden-Renditen in den jeweiligen 59-Minuten-Fenstern vollständig durch die Ankündigungseffekte der ZEW-Prognosen erfasst wird. Gegenüber Modell (4) sind weitere signifikante Koeffizienten der gewichteten Dummyvariablen zu beobachten. Dieses ist zunächst eine bereits im Intervall 11:00:30 Uhr – 11:00:45 Uhr einsetzende signifikante Gegenbewegung, sowie positive Signifikanz im Intervall 11:03:45 Uhr – 11:04:00 Uhr (Bestätigung der Variante 1).

Die Volatilitätsgleichung von (5) weist stationäres Verhalten auf. Signifikant niedrigere Volatilität („Calm before the storm“) kann im Intervall 10:55:15 Uhr – 10:55:30 Uhr, sowie im Intervall 11:00:15 Uhr – 11:00:30 Uhr nachgewiesen werden. Maximale Volatilität tritt unmittelbar nach der Veröffentlichung des Indikators in den Intervallen 11:00:00 Uhr – 11:00:15 Uhr auf. Schwach signifikant positive Effekte sind schließlich noch zwischen 11:00:45 Uhr und 11:01:00 Uhr messbar.

Tabelle 5: Modellierung von Ankündigungseffekten in den Mittelwert- und Varianzgleichungen eines GARCH(1,1)-Prozesses

Einfluss von unerwarteten Änderungen des ZEW Indikators auf Intradayrenditen und Volatilitäten

Zeit	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	*100		*100		*100		*100		*100	
<i>Mittelwertgleichung</i>										
C	0.00103	**	0.00088	**	0.00032		0.00034		0.00052	*
	0.00046		0.00043		0.00047		0.00032		0.00029	
AR(1)	14.31720	***	12.94360	***	20.50850	***	15.05500	***	0.61960	
	2.18080		2.34820		3.81380		2.28510		2.11750	
<i>Unerw1</i> 11:00:00 - 11:00:15			0.02200	***			0.01880	***	0.02100	***
			0.00472				0.00371		0.00214	
<i>Unerw1</i> 11:00:15 - 11:00:30			0.00704	***			0.01140	***	0.00747	***
			0.00137				0.00267		0.00154	
<i>Unerw1</i> 11:00:30 - 11:00:45			0.00177				-0.00215		-0.00123	***
			0.00157				0.00157		0.00046	
<i>Unerw1</i> 11:01:00 - 11:01:15			0.00385				0.00313	*	0.00415	*
			0.00251				0.00171		0.00239	
<i>Unerw1</i> 11:01:15 - 11:01:30			-0.00156				-0.00050		-0.00154	
			0.00214				0.00170		0.00189	
<i>Unerw1</i> 11:03:15 - 11:03:30			-0.00084	**			-0.00128	*	-0.00101	*
			0.00037				0.00075		0.00062	
<i>Unerw1</i> 11:03:45 - 11:04:00			0.00155	**			0.00056		0.00144	**
			0.00072				0.00058		0.00061	
<i>Unerw1</i> 11:08:15 - 11:08:30			0.00117	*			0.00021		0.00086	
			0.00071				0.00039		0.00058	
<i>Unerw1</i> 11:10:00 - 11:10:15			-0.00078				-0.00016		-0.00060	
			0.00071				0.00089		0.00078	
<i>Unerw1</i> 11:10:15 - 11:10:30			-0.00146				-0.00052		-0.00068	
			0.00098				0.00061		0.00067	
<i>Varianzgleichung</i>										
C					2.58E-07		2.00E-07		1.27E-06	***
					2.05E-07		1.37E-07		4.58E-07	
σ^2_{t-1}					83.99330	***	83.13170	***	60.25530	***
					3.48490		3.51340		6.31940	
ε^2_{t-1}					17.12540	***	16.46950	***	15.32750	***
					4.85760		3.16040		2.73260	
<i>D</i> 10:55:15-10:55:30									-3.02E-06	***
									1.04E-06	
<i>D</i> 10:55:30-10:55:45									0.00000	
									0.00000	
<i>D</i> 11:00:00 - 11:00:15									0.00010	***
									0.00003	
<i>D</i> 11:00:15 - 11:00:30									-0.00004	**
									0.00002	
<i>D</i> 11:00:30 - 11:00:45									-0.00001	
									0.00001	
<i>D</i> 11:00:45 - 11:01:00									0.00001	*
									0.00001	
<i>D</i> 11:01:00 - 11:01:15									0.00000	
									0.00001	
adj. R ²	0.02		0.13		0.02		0.12		0.11	

*** Signifikant auf 1% Niveau
 ** Signifikant auf 5% Niveau
 * Signifikant auf 10% Niveau
 Std.abw. in ()

Anmerkung: Robuste Standardfehler durch Verwendung des Newey-West- (OLS) bzw. des Bollerslev-Wooldridge-Schätzers (GARCH).

6. Zusammenfassung und Ausblick

In der vorliegenden Arbeit wird die Reaktion des DAX auf makroökonomischen Konjunkturmeldungen in Form von Veröffentlichungen des ZEW-Finanzmarkttests untersucht. Zur Messung der Reaktion stehen die 15-Sekunden-Intraday-Realisationen des XDAX zur Verfügung. Die mittels Vergleich von Intraday-Verläufen, Regressionsanalyse und GARCH(1,1)-Modellierung erzeugten Ergebnisse zeigen sekundenschnelle Reaktionen, die danach nur wenige Minuten messbar bleiben. Die hauptsächlichsten Ausschläge bei Rendite und Volatilität erfolgen, unabhängig von der ökonometrischen Spezifikation, in weniger als einer Minute. Weiterhin konnte für die Analyse der Renditen gezeigt werden, dass der Einfluss unerwartet guter Ereignisse größer ist als der unerwartet schlechter Nachrichten. Gleichfalls gibt es Evidenz für gegenläufige Aktivitäten der Marktteilnehmer, die schon 30 Sekunden nach Bekanntgabe der Prognose einsetzen.

In zusammengefasster Form liefert die systematische Untersuchung der 15-Sekunden-Daten folgende Ergebnisse:

- Die sehr schnellen Marktreaktionen bestätigen eine hohe Effizienz der Informationsverarbeitung am deutschen Aktienmarkt.
- Die gegenläufigen Marktreaktionen (eventuell aufgrund von Gewinnmitnahmen oder befürchteter Zinserhöhungen) sprechen für die Existenz von „Mean Reversion“ am Aktienmarkt.
- Der Verlauf der Intraday-Volatilität des DAX hat, wie auch für andere Aktienindizes festgestellt, einen leicht U-förmigen Verlauf.
- Mit der Veröffentlichung zahlreicher US-Indikatoren um 14:30 (CET) geht ein temporärer und mit der Eröffnung der US-Börse (15:30 CET) ein dauerhafter Anstieg der DAX-Volatilität einher.
- Innerhalb der 5 bis 10 Minuten vor der Bekanntgabe der ZEW-Konjunkturprognose kommt es zu einem Ruhe-vor-dem-Sturm-Effekt, d.h. die Volatilität der DAX-Renditen sinkt in Antizipation und Konzentration auf die nach der Bekanntgabe ausgelösten Marktaktivitäten.
- Die Berücksichtigung der Ankündigungseffekte in der Varianzgleichung des GARCH(1,1)-Prozesses reduziert die autoregressiven Einflüsse in der Rendite des DAX.

Das im letzten Punkt angesprochene Ergebnis ist hinsichtlich der in der Literatur oft diskutierten (siehe z.B. Campbell, Lo, MacKinlay, 1997) und im Widerspruch zur Hypothese effizienter Märkte stehenden Autokorrelation der Renditen von besonderem Interesse. Die nach Berücksichtigung der saisonalen Varianzeffekte verschwindende Signifikanz des AR(1)-Koeffizienten innerhalb des Veröffentlichungszeitfensters der Konjunkturprognosen spricht dafür, dass die üblicherweise feststellbare Autokorrelation der Aktienrenditen ein Artefakt relativ seltener nicht antizipierter Ankündigungen makroökonomischer oder geldpolitischer Art sind und auf die dadurch ausgelösten nachfolgenden Turbulenzen und Ausreißer zurückzuführen sein könnten. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf.

Appendix

PROGNOSE ZEW-INDIKATOR

Datum	Median	Average	High Forecast	Low Forecast	Teilnehmer	eingetreten
07.12.2001	12.7	-	-	-	-	25.8
18.01.2002	18	-	-	-	-	35.9
-	-	-	-	-	-	50.2
15.03.2002	59.5	58.9	65	54	8	71.2
12.04.2002	75.5	75	85.5	57	14	70.6
13.05.2002	68	66.7	73	50	12	66.3
07.06.2002	68	66.7	71	15	13	69.6
05.07.2002	68.5	68.5	71	64	13	69.1
09.08.2002	65	62.9	68	52	15	43.4
13.09.2002	33.4	33	42	24	16	39.5
11.10.2002	32	31.1	44	10	19	23.4
08.11.2002	20	19.6	28	10	16	4.2
06.12.2002	0	1.4	10	-10	15	0.6
17.01.2003	0.6	1.9	20	-5	21	14
14.02.2003	10	10.2	20	0	22	15
14.03.2003	12	12.6	21	5	27	17.7
11.04.2003	20	20.1	28	10	22	18.4
09.05.2003	17	16.9	25	0	21	18.7
13.06.2003	19.7	20.1	25	16.8	17	21.3
11.07.2003	24	23.9	28	21.3	20	41.9
15.08.2003	46.9	48.2	69.3	30	21	52.5
12.09.2003	58.5	58.2	62.5	53	22	60.9
10.10.2003	63	62.5	68.5	55	26	60.3
07.11.2003	65	65.2	75	61	32	67.2
05.12.2003	70.7	??	85	64	37	73.4
16.01.2004	73.3	73.1	82	63.2	36	72.9
13.02.2004	72	71.9	75	68	31	69.9
12.03.2004	65.8	65.9	69.5	59.9	34	57.6
16.04.2004	57	57.1	67	45	35	49.7
14.05.2004	49	49.2	57	40	36	46.4
18.06.2004	47.5	47.9	58	43.4	42	47.4
16.07.2004	47	46.7	50	42	38	48.4
13.08.2004	48	46.6	50.3	40	36	45.3
10.09.2004	45	45	50	39	42	38.4
08.10.2004	36	36.2	44	30	39	31.3

Quelle: Bloomberg

Literaturverzeichnis

- Andersen, T.G. (1996), Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility, *Journal of Finance* 51, 169-204.
- Andersen, T.G. und T. Bollerslev (1998), Deutsche Mark-Dollar Volatility, *Journal of Finance* 53(1), 219-265.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold und C. Vega (2003): Micro Effects of Macro Announcements: Real Time Price Discovery in Foreign Exchange, *American Economic Review* 93(1), 38-62.
- Ball, R. und P. Brown (1968), An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, *Journal of Accounting Research* 6, 159-178.
- Beaver, W. (1968), The Information Content of Annual Earnings Announcements, *Journal of Accounting Research* 6 (Supplement), 67-92.
- Bernanke, B. S. und K. Kuttner (2005), What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?, *Journal of Finance* 60(3), 1221-1257.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T. und J.M. Wooldridge (1992), Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariance, *Econometric Reviews* 11, 143-172.
- Bomfim, A. N. (2003), Pre-announcement Effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market, *Journal of Banking and Finance* 27, 133 – 151.
- Boyd, J. H., R. Jagannathan und J. Hu (2005), The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News is Usually Good for Stocks, *Journal of Finance* 60(2), 649 – 672.
- Berry, T.D., Howe, K.M. (1994), Public information arrival, *Journal of Finance*, Vol. 49(4), 4, 1331 – 1346
- Brown, S., Warner, J. (1985), Using daily stock returns: The case of event studies, *Journal of Financial Economics* 14, 3 – 31
- Campbell, J.Y., Lo, A.W., MacKinlay, A.C. (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press: Princeton.
- Cochrane, J und M. Piazzesi (2002), The Fed and Interest Rates -A High Frequency Identification, *American Economic Review* 92, 90–101.
- Copeland, T.E., Weston, J.F.(1993), *Financial Theory and Corporate Policy*, 3rd edition, Addison-Wesley Publishing Company, New York.
- Cutler, D.M., J.M. Poterba und L.H. Summers (1989), What Moves Stock Prices? *Journal of Portfolio Management* 15(3), 4-12.
- Ederington, L.H., Lee, J.H. (1993), How Markets Process Information: News Releases and Volatility, *Journal of Finance* 48(4), 1161-1190.
- Evans, M.D.D. und R.K. Lyons (2003), How Is Macro News Transmitted to Exchange Rates?, NBER Working Paper 9433.
- Fair, R.C. (2002), Events that Shook the Market, *Journal of Business* 75(4), 713-732.

- Fama, E.F., L.Fisher, M.C. Jensen und R. Roll (1969), The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review* 10(1), 1-21.
- Flannery, M. und A. Protopapadakis (2002), Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns, *Review of Financial Studies* 15(3), 751—782.
- Gerke, W., M. Oerke und A. Sentner (1997), Der Informationsgehalt von Dividendenänderungen auf dem deutschen Aktienmarkt, *Die Betriebswirtschaft* 57(6): 810-822.
- Goodhart, C.A.E., O'Hara, M. (1997), High frequency data in financial markets: Issues and applications, *Journal of Empirical Finance* 4, 73-114.
- Harju, K. und S.M. Hussain (2005), Intraday Seasonalities and Macroeconomic News Announcements, mimeographed, HANKEN-Swedish School of Economics and Business Administration, Vasa, Finland.
- Hautsch, N., Hess, D. (2002), The Processing of Non-Anticipated Information in Financial Markets: Analyzing the Impact of Surprises in the Employment Report, *European Finance Review* 6, 131 – 161.
- Hüfner, F.P., Schröder, M. (2002), Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen: Ein ökonometrischer Vergleich, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 222(3), 316 – 336.
- Jones, C., O. Lamont und R. Lumsdaine (1998), Macroeconomic News and Bond Volatility, *Journal of Financial Economics* 47, 427-445.
- Lease, R.C., Masulis, R.W., Page, J.R. (1991), An Investigation of Market Microstructure on Event Study Returns, *The Journal of Finance*, Vol. 46, No. 4, Seiten 1523 – 1536
- Lin, S.J., Yang, J. (2003), Examining intraday returns with buy/sell information, *Applied Financial Economics* 13, 447-461.
- McQueen, G. und V. V. Roley (1993), Stock Prices, News, and Business Conditions, *The Review of Financial Studies* 6(3), 683-707.
- Mucklow, B., Starks, L.T. (1994), Market Microstructure: An examination of the effects on Intraday Event Studies, *Contemporary Accounting Research* 10(2), 355-382.
- Patell, J.M. und M.A. Wolfson (1984), The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements, *Journal of Financial Economics* 13, 223-252.
- Pearce, D.K., Roley, V.V. (1985), Stock Prices and Economic News, *Journal of Business* 58(1), 49-67.
- Rigobon, R. und B. Sack (2004), The Impact of Monetary Policy on Asset Prices, *Journal of Monetary Economics* 51, 1553—1575.
- Röder, K. (2000), Die Informationswirkung von Ad-hoc-Meldungen, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 70(5), 567-593.
- Scholes, M., Williams, J. (1977), Estimating Betas from Nonsynchronous Data, *Journal of Financial Economics* 5, 309-327.
- Schuster, T. (2003), Nachrichtenereignisse und Kursbewegungen. Preiseffekte ökonomischer und nicht-ökonomischer Veröffentlichungen in den Massenmedien, Institut für Kommunikations- und Medienwissenschaft, Universität Leipzig.
- Schwert, G. W. (1981), The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation, *The Journal of Finance* 36(1), 15-29.

- Steiner, M. und V.G. Heinke (2000), Der Informationswert von Ratings – Eine empirische Analyse am Markt für internationale DM-Anleihen, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 70(5), 541-565.
- VWD (2002), Wochenvorschau der Kalenderwoche 1 – 52, VWD-Vereinigte Wirtschaftsdienste GmbH, *Reuters Factiva*.
- VWD (2003), Wochenvorschau der Kalenderwoche 1 – 52, VWD-Vereinigte Wirtschaftsdienste GmbH, *Reuters Factiva*.
- VWD (2004), Wochenvorschau der Kalenderwoche 1 – 42, VWD-Vereinigte Wirtschaftsdienste GmbH, *Reuters Factiva*.
- Wu, C., Xu, X.E. (2000), Trading Imbalance and the Information Content of Volume, *Review of Quantitative Finance and Accounting* 14(2), 131-153.

ISSN: 1438-2733