AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

MARKTEFFEKTE MEDIENWIRKSAMER LEBENSMITTELSKANDALE – EINE EREIGNISSTUDIE

Jens Rommel, Sebastian Neuenfeldt und Martin Odening

Institut für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus,
Humboldt-Universität zu Berlin

m.odening@agrar.hu-berlin.de

2009

Vortrag anlässlich der 49. Jahrestagung der GEWISOLA
„Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom“
Kiel, 30.09. – 02.10.2009

Copyright 2009 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

MARKTEFFEKTE MEDIENWIRKSAMER LEBENSMITTELSKANDALE – EINE EREIGNISSTUDIE

Zusammenfassung

Das Vertrauen der Konsumenten in gesunde Nahrungsmittel wird regelmäßig durch Lebensmittelskandale erschüttert. Im Zusammenhang mit der Diskussion von Maßnahmen, die seitens der Produzenten und/oder des Staates ergriffen werden, um Nahrungsmittelsicherheit zu gewährleisten, stellt sich die Frage, wie der Markt, genauer gesagt: die Verbraucher, auf das Bekanntwerden von Lebensmittelskandalen reagieren. In dem Beitrag wird der Frage nachgegangen, ob und wie sich Lebensmittelskandale, die eine mediale Verbreitung gefunden haben, auf Preise und Verbrauchsmengen ausgewählter tierischer Agrarerzeugnisse auswirken. Als methodischer Ansatz werden Ereignisstudien gewählt, die eine einfache Möglichkeit bieten, die Marktwirkungen sachlich und zeitlich klar definierter Ereignisse statistisch zu untersuchen. Das Hauptergebnis der empirischen Analyse lautet, dass für vier ausgewählte Fleischskandale in Deutschland im Zeitraum zwischen 2001 und 2006 kein signifikant negativer Einfluss auf Agrar- und Verbraucherpreise nachzuweisen ist. Daraus kann allerdings nicht der Schluss gezogen werden, Lebensmittelskandale seien für das Geschehen auf Agrar- und Produktmärkten irrelevant.

Schlüsselwörter

Lebensmittelskandal, Ereignisstudie, Fleischmarkt

1 Einleitung

Eine ausreichende Versorgung mit qualitativ hochwertigen Nahrungsmitteln stellt ein Grundbedürfnis in jeder Volkswirtschaft dar. Das Vertrauen der Konsumenten in gesunde Ernährung wird allerdings regelmäßig durch Lebensmittelskandale erschüttert. Bei einem Lebensmittelskandal handelt es sich in der Regel um ein konkretes, zeitlich und räumlich abgegrenztes, krisenhaftes Ereignis, bei dem eine Gefährdung der Lebensmittelsicherheit durch gesundheitliche Bedenklichkeit oder Verzehrunfähigkeit besteht (LINZMAIER 2007). Die Ursachen hierfür sind zum einen technischer Natur (z.B. Vogelgrippe, BSE, gentechnisch veränderte Produkte), in erster Linie spielt aber das Fehlverhalten von Akteuren in der Wertschöpfungskette eine Rolle (z.B. Gammelfleischskandale, Milchskandal in China). Dieses als „Moral Hazard“ bezeichnete Verhalten wird durch den Umstand begünstigt, dass Lebensmittelqualität zum großen Teil auf Vertrauenseigenschaften basiert, die schwer zu kontrollieren sind. Darüber hinaus bestehen ausgeprägte ökonomische Anreize für Regelverstöße in diesem Bereich (HIRSCHAUER und ZWOLL 2008).

Im Zusammenhang mit der Diskussion von Maßnahmen, die seitens der Produzenten und/oder des Staates ergriffen werden, um Nahrungsmittelsicherheit zu gewährleisten, stellt sich die Frage, wie der Markt, genauer gesagt: die Verbraucher, auf das Bekanntwerden von Lebensmittelskandalen reagieren. Verbraucherreaktionen können deutliche Umsatzeinbußen zur Folge haben oder sogar zum Ausschluss von wichtigen Vermarktungskanälen führen und somit die Existenz des Unternehmens bedrohen. Nicht nur für die Anbieter von Lebensmitteln ist dies eine interessante Fragestellung. Auch auf der Ebene der Volkswirtschaft ist es sinnvoll, die Kosten aus Qualitätseinbußen bei Lebensmitteln einschätzen zu können, da dies eine Voraussetzung zur Schaffung optimaler (staatlicher) Kontroll- und Qualitätssicherungssysteme darstellt.

Die Relevanz des Themas spiegelt sich in einer entsprechend umfangreichen Literatur wider. BÖCKER und ALBRECHT (2001) untersuchen Risikowahrnehmung und Verbrauchervertrauen nach einem Lebensmittelskandal mit Hilfe ökonomischer Experimente. MAZZOCCHI (2004),

SAGHAIAN et al. (2006) sowie BEACH und ZHEN (2008), stellen einen mehr oder weniger ausgeprägten negativen Zusammenhang zwischen Lebensmittelkrisen bzw. -skandalen (Vogelgrippe, BSE, MKS, bakterielle Kontaminationen) und Fleischnachfrage fest. THOMSEN und MCKENZIE (2001) weisen einen negativen Einfluss von Rückrufaktionen in Folge schwerer Kontaminationen auf Aktienpreise von Fleischfirmen nach. Auch DIERKS (2007) stellt fest, dass im direkten Umfeld eines Lebensmittelskandals die Kaufbereitschaft der Konsumenten zurückgeht. Dies gelte insbesondere für Hühnchenfleisch, da dies in der Vergangenheit besonders oft von Skandalen betroffen gewesen sei und im Falle einer akuten Gefährdungssituation bei den Verbrauchern eine besonders sensible Reaktion hervorriefe. LUSK und SCHROEDER (2002) kommen in ihrer Arbeit zu keinen eindeutigen Ergebnissen und stellen nur einen minimalen negativen Einfluss auf Lebendrindkontrakte fest. Sie räumen außerdem ein, dass ihre Ergebnisse nicht besonders robust seien. SALIN und HOOKER (2001) betonen die mitunter sehr hohen Kosten von Lebensmittelskandalen, kommen aber zu dem Schluss, dass sich dies nur teilweise in Aktienkursen der daran beteiligten Firmen niederschlage.

LINZMAIER (2007) betont die Rolle der Medien beim Entstehen eines Skandals. Die vorliegende Arbeit setzt an dieser Stelle an und versucht insbesondere die Wirkung von Fleischskandalen mit überregionaler Medienberichterstattung zu ergründen, denn „auch andere Lebensmittelskandale von kürzerer Dauer und geringerer Auswirkung haben das Konsumentenvertrauen und die Marktergebnisse beeinflusst.“ (BÖCKER und ALBRECHT 2001: 374). Da für diese Art von Skandal bisher keine Studien vorliegen bzw. ähnliche Untersuchungen nur uneindeutige Ergebnisse lieferten, werden vier Fleischskandale aus den Jahren 2001 bis 2006 auf ihren Markteinfluss hin untersucht. Mit Hilfe einer Ereignisstudie (*Event Study*) wird der Einfluss neuer Informationen[1] auf Marktpreise und Verbrauchsmengen analysiert. Diese primär für die Analyse von Aktienkursen entwickelte Methode wird im nächsten Abschnitt erläutert. Daran schließen sich die Beschreibung der Daten und die Berechnung der Markteffekte an. Die Diskussion der Ergebnisse und Schlussfolgerungen bilden den Abschluss der Arbeit.

2 Methodik der Ereignisstudien (Event Studies)

Im Allgemeinen versucht man mit Hilfe von Ereignisstudien die Auswirkungen von Ereignissen auf Preise von Finanztiteln zu untersuchen.[2] Der Vielfalt der Ereignisse sind dabei keine Grenzen gesetzt. Üblich sind Untersuchungen der Kursentwicklung von Aktien, Optionen etc. z.B. nach Bekanntgabe von Gewinnmeldungen, Übernahmen und Fusionen oder Meldungen über Dividendenzahlungen. Voraussetzung für die Durchführung einer Ereignisstudie ist die Annahme effizienter Märkte (FAMA 1970; FAMA 1991). Dabei gilt, dass alle verfügbaren Informationen in Preisen widergespiegelt werden. Neue Informationen führen außerdem zu steigenden Handelsvolumina (KARPOFF 1987). MANN und DOWEN (1996: 273) fassen die Grundidee effizienter Märkte zusammen: „Market efficiency suggests that if public information releases are informative, asset prices will quickly adjust to reflect altered beliefs about the value of that asset [FAMA (1970), BEAVER (1968)]. It follows that it is investors’ beliefs, driven by the flow of new information, that produce new valuations of an asset. These changes in beliefs may, according to rational expectations models, manifest

[1] Hierunter fassen wir insbesondere eine erhöhte *Medienaufmerksamkeit* (hohe Anzahl von Artikeln/Berichten) in Folge eines Lebensmittelskandals. Ausgeschlossen aus der Untersuchung sind größere Krisen und Tierseuchen (BSE, MKS etc.) oder Nachfrage- und Angebotsveränderungen, die im Zusammenhang mit der Verbreitung genetisch modifizierter Organismen stehen.

[2] Vgl. allgemein zu Event Studies: FAMA et al. (1969), BROWN und WARNER (1985), BINDER (1985), HENDERSON JR. (1990), CAMPBELL und WASLEY (1993), MACKINLAY (1997) oder BINDER (1998). Zur Verwendung von Agrarfutures in Ereignisstudien siehe insbesondere MCKENZIE et al. (2004).

themselves in the variability of asset price changes and changes in the level of trading volume."

Nach STURM (2007: 50) umfasst das typische Vorgehen bei einer Ereignisstudie folgende Schritte:

1. Bestimmung der Ereignisse
2. Modellierung von „normalen" Preisänderungen (Renditen)
3. Schätzung von „abnormalen" Renditen
4. Bildung von kumulierten abnormalen Renditen
5. Durchführung statistischer Tests zur Überprüfung der Signifikanz abnormaler Preisänderungen

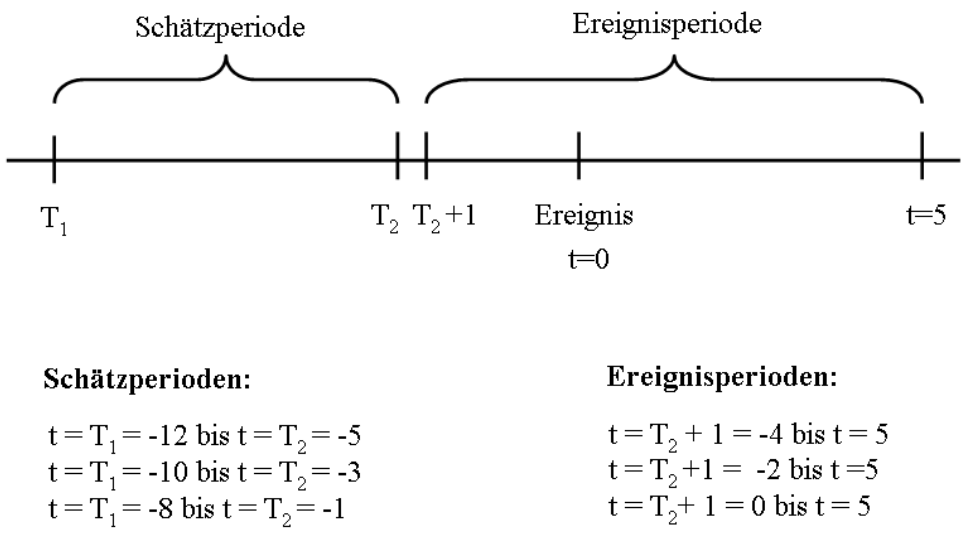
Demnach ist der erste Schritt einer Ereignisstudie die Festlegung der Ereignisse, deren Einfluss auf Finanzmarkttitel untersucht werden soll. Dabei ist das Ereignisfenster ein Zeitfenster, in dem Informationen über das Ereignis bekannt werden, und somit eine Wirkung auf den Preis des zu untersuchenden Finanztitels bestehen könnte. Nach der Markteffizienzhypothese reagieren Finanztitelpreise unmittelbar auf die neuen Informationen, so dass das Ereignisfenster nur einen Tag beinhalten kann. Je länger ein Ereignisfenster ist, desto wahrscheinlicher ist es jedoch, dass in diesem die gesamte Informationsverbreitung in vollem Umfang an alle potentiellen Marktteilnehmer stattfinden kann. Ein zu weit ausgedehntes Ereignisfenster kann wiederum dazu führen, dass bereits neue Informationen in die Preisänderungen einfließen. Der Einfluss des ursprünglich untersuchten Ereignisses würde bei falscher Größe also über- oder unterschätzt.

Die genaue Länge des Ereignisfensters ist nicht immer eindeutig zu bestimmen. Je nach Ereignis ist der Anfang oder das Ende des Fensters schwer zu identifizieren. So stellt sich die Frage, wann zum Beispiel die Fusion zweier Unternehmen beginnt; wenn es bereits Gerüchte über eine Fusion gibt, wenn die Fusion offiziell verkündet wird oder nach Zustimmung des Kartellamts? MITCHELL und NETTER (1994: 559) empfehlen, das Fenster so kurz wie möglich zu halten und es etwa zwei oder drei Tage um das Bekanntwerden der Information herum zu setzen.

In Abbildung 1 sind die Schätz- und Ereignisperiode schematisch dargestellt. Außerdem findet sich hier die Darstellung der für die Berechnungen der Renditenänderungen der Warenterminkontrakte für Schweine verwendeten verschiedenen Kombinationen aus Schätz- und Ereignisperiode.

Der nächste Schritt zur Durchführung einer Ereignisstudie ist die Berechnung der Rendite. Ziel hierbei ist es, den Effekt des Ereignisses auf die Preisänderung von der zu erwartenden Preisänderung zu trennen. Die Differenz von der beobachteten Preisänderung innerhalb des Ereignisfensters von der zur erwartenden Preisänderung wird als abnormale Preisänderung bezeichnet. Findet im Ereignisfenster kein weiteres relevantes Ereignis statt, so kann man davon ausgehen, dass die abnormale Preisänderung durch das Ereignis hervorgerufen wird.

Abbildung 1: Zeitachsendarstellung von Schätz- und Ereignisperiode, sowie Darstellung der ausgewählten Perioden



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an MCKENZIE und THOMSEN 2001: 436

Es gibt zwei verschiedene Möglichkeiten, den Ertrag (Return) zu bestimmen. Die einfachste Möglichkeit ist es, von einem konstanten Ertrag des betrachteten Finanzmarkttitels auszugehen. Die Schätzung des normalen Ertrages ließe sich dann einfach durch Durchschnittsbildung über die Erträge der Schätzperiode realisieren. Beim Marktmodell hingegen wird die Rendite in einen spezifischen und einen allgemeinen Anteil zerlegt. Dieser Annahme liegt die Idee zu Grunde, dass ein Teil der Rendite durch den individuellen Unternehmenserfolg, ein anderer durch Gesamtmarktentwicklungen beeinflusst wird. Um die Rendite des Gesamtmarkts zu schätzen, werden i. d. R. marktbreite Indizes wie z. B. der DAX verwendet. Dabei sollte jedoch beachtet werden, dass die Streuung der Marktrenditen mit steigender Breite des zu Grunde gelegten Marktes steigt.[3] Ein sinnvolles Marktmodell für Agrarterminkontrakte zu konstruieren, ist mit den verfügbaren Daten kaum möglich. Zwar sind gewisse Korrelationen zwischen den Renditen des Gesamtmarkts und sicherlich auch starke Korrelationen zu Renditen von Teilmärkten zu erwarten. Diese im Einzelnen zu bestimmen, kann im Rahmen dieser Arbeit jedoch nicht geleistet werden. Daher wird in Anlehnung an MCKENZIE und THOMSEN (2001) im Folgenden auf die Schätzung des Ertrages mittels eines *Constant Mean Models* zurückgegriffen. Der Ertrag eines Assets (Kontrakts), R_{it}, bezogen auf das Ereignis i und den Zeitpunkt t errechnet sich demnach wie folgt[4]:

(1) $$R_{it} = \ln(P_{it} / P_{it-1})100$$

[3] Wollte man zum Beispiel die Wirkung eines Flugzeugabsturzes auf den Aktienpreis der betroffenen Gesellschaft untersuchen und würde gleichzeitig die Einführung einer Kerosinsteuer beschlossen, wäre es wohl besser, die Marktrendite aus einem Index anderer Fluggesellschaften zu bestimmen und nicht über einen breit gestreuten Marktindex, da ersterer die allgemeine Wirkung (Kerosinsteuer) auf den Flugmarkt sicherlich besser schätzen würde und es somit wahrscheinlich zu einer geringeren Verfälschung des spezifischen Teils (Flugzeugabsturz) käme.

[4] Im Gegensatz zur Standardmethodik nach MACKINLAY (1997) wird im Folgenden nicht über i Assets (z.B Aktien von Unternehmen), sondern über i homogene Ereignisse aggregiert Dahinter steht die Annahme, dass der Ablauf eines Skandals stets der gleichen Struktur folgt. Um eine möglichst hohe Zahl an Beobachtungen zu erlangen, und dadurch statistisch stärkere Aussagen treffen zu können, wird über möglichst viele homogene Ereignisse aggregiert. Zu Grunde liegen Warenterminkontrakte mit identischer Spezifikation, die sich nur hinsichtlich ihres Maturitätsdatums unterscheiden (MCKENZIE und THOMSEN 2001; MCKENZIE et al. 2004).

wobei

P_{it} = Preis am Ende der Periode

P_{it-1} = Preis am Anfang der Periode

Die erwarteten (normalen) Erträge $\overline{R_i}$ werden aus R_{it} als Durchschnittserträge für jedes Ereignis i über die achttägige Vergleichsperiode (T_1 bis T_2, vgl. auch Abbildung 1) bestimmt. Die Erträge des i-ten Ereignisses für jeden einzelnen der Ereignistage (*Abnormal Return*) errechnen sich aus der Differenz der beobachteten Erträge der Ereignisperiode und der normalen Erträge:

(2) $$AR_{it} = R_{it} - \overline{R}_i$$

Diese AR_{it} werden dann dazu benutzt, den durchschnittlichen Ertrag jedes einzelnen Tages der Ereignisperiode über alle *N* Ereignisse zu errechnen:

(3) $$AR_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} AR_{it}$$

Um die AR_t über mehrere Tage aggregieren zu können, errechnet man die kumulierten Erträge der Ereignisperiode (*Cumulative Abnormal Returns*):

(4) $$CAR(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_t \ ,$$

wobei $CAR(\tau_1, \tau_2)$ den Gesamteinfluss der Ereignisse gegebener Ereignisperiodengrenzen τ_1 und τ_2 für die Periode $T_2 + 1 \leq \tau_1 \leq \tau_2 \leq 5$ (Vgl. Abbildung 1) darstellt. Hiermit lässt sich die „Diffusion“ des Ereignisses in den Markt über verschieden lange Perioden beobachten. Je mehr Anhaltspunkte für einen langsamen, mehrtägig wirksamen Effekt der Ereignisse bestehen, desto größer ist also der Abstand von τ_1 und τ_2 zu wählen. Je nach Höhe des positiven (negativen) Effekts wächst (fällt) $CAR(\tau_1, \tau_2)$. Die dazugehörigen Hypothesen eines negativen Einflusses von Lebensmittelskandalen auf den Futurespreis lassen sich so formulieren:

(H1) $H_0 : CAR(\tau_1, \tau_2) \geq 0$ und $H_A : CAR(\tau_1, \tau_2) < 0$

und mit folgender Teststatistik (BROWN und WARNER 1985; MCKENZIE und THOMSEN 2001) testen:

(5) $$Z_p = \frac{CAR(\tau_1, \tau_2)}{\sqrt{\sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} s_t^2}},$$

wobei $s_t^2 = \dfrac{\sum_{t=T_1}^{T_2} (AR_t - AR)^2}{7}$ und $AR = \dfrac{1}{8}\sum_{t=T_1}^{T_2} AR_t$.[5]

Unter Annahme der Nullhypothese ist Z_p normalverteilt für $N \to \infty$. Für $\tau_1 = \tau_2 = t$, ist $CAR(\tau_1, \tau_2) = AR_t$. Es lässt sich somit also auch die Signifikanz einzelner Tage prüfen. Um die Ergebnisse für eine geringe Anzahl von Ereignissen abzusichern, führen MCKENZIE und THOMSEN (2001) einen nicht-parametrischen Vorzeichentest nach COWAN (1992) durch. Die Z-Statistik dieses Tests errechnet sich folgendermaßen:

[5] Dieser Ausdruck wird für das *Constant Mean Model* null, spielt also nur bei dem hier nicht betrachteten *Market Model* und *OLS Market Model* eine Rolle (BROWN und WARNER 1985: 6f.).

$$Z_g = \frac{N_w^+ - Np}{\sqrt{Np(1-p)}}, \text{ wobei}$$

$$p = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{8}\sum_{t=T_1}^{T_2} p_{it} \ .$$

Dabei ist N_w^+ die Anzahl von Ereignissen mit positivem CAR. Für $AR_{it} > 0$ ist $p_{it} = 1$, ansonsten ist $p_{it} = 0$.

3 Anwendung einer Ereignisstudie auf ausgewählte Lebensmittelskandale in Deutschland

Basierend auf der Liste von DITTBERNER (2008a, 2008b) wurden vier Lebensmittelskandale aus den Jahren 2001 bis 2006 ausgewählt, die eine breite Medienreaktion hervorgerufen haben. Weitere Kriterien waren, dass es sich um Skandale handelte bei denen Schweinefleisch betroffen war, und dass für die gewählten Skandale Daten verfügbar waren. Die untersuchten Skandale sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Tabelle 1: Untersuchte "Gammelfleischskandale" 2001-2006

Nummer	Datum	Beschreibung	Medien (Auszug)
1	20.01.2001 (Pressemeldung)	Schweinemastskandal, illegaler Einsatz von Medikamenten; in der Folge Rücktritt der Bayrischen Gesundheitsministerin Stamm	Spiegel (Printausgabe 4/2001)
2	14.10.2005 (Datum der großen Rückholaktion)	Großer Fleischskandal über mehrere Tage v. a. in Bayern, Schlachtabfälle von dort nach ganz Europa exportiert	Berliner Morgenpost (13.10. und 14.10), Bayrischer Rundfunk (13.10. und 14.10), Spiegel Online (13.10)
3	24.11.2005 (Beginn einer längeren Skandalphase)	NRW – falsche Etikettierung, große Mengen verdorbenes und verschimmeltes Fleisch gefunden. Einen Tag später Ausweitung auf ganz Europa	Berliner Morgenpost (24.11. und 25.11.), Tagesspiegel (Titelseite Hauptartikel am 25.11.), Yahoo-News (25.11.), Spiegel Online (25.11.), Berliner Zeitung (25.11. und 26.11.)
4	11.09.2006 (Entdeckung des verdorbenen Fleischs in zwei Kühlhäusern)	Im Verlauf einiger Tage mehr als 1.000 Tonnen hochgradig verdorbenes Fleisch in Hessen und NRW entdeckt; Catering-Unternehmen des Papsts betroffen	Spiegel Online (11.09. und 14.09.), Berliner Morgenpost Online (11.09. und 13.09.), InfoRadio Berlin (12.09.)

Quelle: DITTBERNER 2008a, 2008b; eigene Darstellung

Diese Liste erhebt nicht den Anspruch, alle Lebensmittelskandale im Bereich Fleisch des Untersuchungszeitraums zu erfassen, sondern wurde aufgrund o. g. Kriterien erstellt. Für

zukünftige Forschung wäre es zudem von Interesse, die Medienwirkung zu quantifizieren und zu untersuchen, ob diese auf die Höhe des *Cumulative Abnormal Returns* wirkt.[6]

3.1 Auswirkung auf Preise für Lebendschweine

Die Durchführung der ersten Ereignisstudie erfolgt mittels Daten von der Terminbörse Hannover (RMX 2008a; RMX 2008b; RMX 2008c). Die Auswahl der Kontrakte orientierte sich am Kriterium von McKenzie und Thomsen (2001: 435): „Increased levels of volatility observed in the daily prices of maturing futures contracts are associated with the convergence process of futures and cash prices during the month of contract maturity and hence should not be attributed to exogenous events such as meat recalls." Es wurden also keine Kontrakte mit einem Maturitätsdatum direkt nach dem Ereignis, sondern die Kontrakte mit dem darauf folgenden Fälligkeitsdatum ausgewählt, um das Problem der starken Volatilität reifer Kontrakte zu umgehen. Dahinter steht die Annahme, dass sich Nachfrageeinbrüche auf die Folgezeit fortschreiben und somit auch zu negativen Preiswirkungen auf Warenterminkontrakte führen müssten.[7] Zunächst wurden anhand von (5) für die Abnormalen Renditen aller Einzeltage für jeden Skandal Z-Werte errechnet. Die Ergebnisse sind in der folgenden Tabelle zusammengefasst.

Tabelle 2: Z-Werte für Einzeltage und alle Skandale, * verweist auf Abweichung des Abnormal Returns von der Schätzperiode (t=-12 bis -5) mit Signifikanzniveau von 5% für den einseitigen Test

Tag relativ zum Ereignis	Z-Wert Skandal 1	Z-Wert Skandal 2	Z-Wert Skandal 3	Z-Wert Skandal 4
-4	2,79*	0,05	0,50	0,70
-3	1,55	-2,14*	-0,35	0,30
-2	4,15*	-1,78*	0,61	-0,17
-1	3,18*	5,99*	-0,24	-0,71
0	-0,58	-2,11*	1,24	-1,47
1	1,13	2,68*	2,17*	3,28*
2	-0,27	3,84*	0,18	2,67*
3	2,96*	-2,26*	-0,76	0,49
4	2,40*	0,51	1,23	-2,07*
5	2,55*	-3,99*	1,12	0,50

Quelle: RMX 2008a, 2008b, 2008c; eigene Berechnungen

Bei der Untersuchung einzelner Tage ergibt sich kein eindeutiges Bild. Zwölf signifikant positive Abweichungen stehen nur sechs negativen Abweichungen gegenüber. Von vier Skandalen ist am Ereignistag nur die Abweichung bei Skandal 2 signifikant negativ, jedoch am Vor- und Folgetag positiv. Bei Skandal 1 und 3 lassen sich über die ganze Beobachtungsperiode für keinen der Einzeltage signifikant negative Abweichungen beobachten. Bei Skandal 4 kommt es nur am vierten Tag zu einer signifikant negativen Abweichung, nachdem es zuvor jedoch zu zwei positiven Abweichungen gekommen ist. Eine eindeutige Struktur lässt sich jedoch nicht erkennen. Vielmehr scheinen die Ergebnisse starken Schwankungen zu unterliegen, da 18 von 40 Werten signifikant (Irrtums-

[6] Dies kann im Zuge der vorliegenden Arbeit nicht geleistet werden, da eine zuverlässige Quantifizierung über Medienberichterstattung und Reichweite des entsprechenden Mediums zahlreiche weitere Überlegungen und daraus abzuleitende Modelle voraussetzen würden. Auch sind entsprechende Informationen aus Mediendatenbanken schwer zugänglich.

[7] Dieses Vorgehen wurde auch in den hier genannten Arbeiten, die mit Futures arbeiten, angewandt.

wahrscheinlichkeit = 5%) von der jeweiligen normalen Rendite abweichen. Ein ähnlich uneindeutiges Bild zeichnet sich nach Aggregation der Daten über mehrere Tage und alle Ereignisse ab, die in Tabelle 3 zusammengefasst sind.

Tabelle 3: CAR-Werte und Teststatistiken (parametrisch und nicht-parametrisch) für verschiedene Schätz- und Ereigniszeiträume, * verweist auf 5% Signifikanz

Intervall der Schätzperiode	Ereignisperiode	CAR	Z_p	Z_g
(-8, -1)	(0, 1)	0,53	0,46	-0,13
(-8, -1)	(0, 5)	2,11	1,05	0,88
(-10, -3)	(-2, 0)	1,63	1,51	0,88
(-10, -3)	(-2, 5)	5,64	3,20*	1,88*
(-10, -3)	(0, 1)	0,92	1,04	0,88
(-10, -3)	(0, 5)	3,27	2,14*	0,88
(-12, -5)	(-4, 0)	3,72	3,58*	1,00
(-12, -5)	(-4, 5)	8,67	5,89*	2,00*
(-12, -5)	(-2, 0)	2,19	2,72*	1,00
(-12, -5)	(-2, 5)	7,14	5,43*	2,00*
(-12, -5)	(0, 1)	1,29	1,96*	2,00*
(-12, -5)	(0, 5)	4,39	3,85*	1,00

Quelle: RMX 2008a, 2008b, 2008c; eigene Berechnungen

Keine der kumulierten Änderungsraten ist negativ, wodurch die Hypothese der negativen Auswirkung (H_A aus (H1)) durch den parametrischen Test abgelehnt werden muss. Es ergeben sich bei der Schätzperiode (-12, -5) zwar durchweg signifikant positive Abweichungen, dies lässt sich jedoch durch den Cowan-Vorzeichen-Test nicht hinreichend untermauern: Nur die Hälfte der Werte für Z_g ist für die entsprechende Periode signifikant. Für die beiden näher am Ereignis liegenden Schätzperioden ergibt sich ebenfalls ein ambivalentes Bild. Nur ein Drittel der CAR-Werte weist eine signifikante positive Abweichung auf, was sich jedoch durch den nicht-parametrischen Test nicht stützen lässt. Für die Gegenhypothese eines positiven Einflusses von Berichterstattung über Lebensmittelskandale auf Futurespreise gibt es also bestenfalls Indizien, jedoch keinen fundierten empirischen Befund.

3.2 Auswirkungen auf Verbrauchsmengen

Da ein Nachfrageeinbruch auf Verbraucherseite sich nicht unbedingt direkt auf die Preise von Lebendtieren auswirken muss, sollen an dieser Stelle zusätzlich zur vorangegangenen Analyse Wirkungen auf Verbraucherpreise, -mengen und -ausgaben und Erzeugerpreise untersucht werden. Dazu wurden Daten der Zentralen Markt- und Preisstelle (ZMP 2008) für verschiedene Verbraucherprodukte und Fleischsorten (Schwein, Rind, Geflügel) herangezogen. In Folge eines Skandals werden sinkende Preise, Mengen oder Durchschnittsausgaben vermutet. Das Vorgehen ist analog zu den Rechnungen mit Warenterminkontrakten[8]. Dabei wird davon ausgegangen, dass Verbrauch, Preis und Ausgaben kurzfristig konstant sind. Geprüft wird die Hypothese, ob diese Größen in Folge

[8] Die Berechnungen wurden einmal auf Basis einer 4-wöchigen, einmal auf Basis einer 5-wöchigen Schätzperiode durchgeführt, da sich Skandal 2 und 3 bei 5 Wochen überlagern würden. Für den Zeitraum von Skandal 1 lagen keine ZMP-Daten vor. Es wurden somit nur die Skandale 2, 3 und 4 untersucht. Die Methodik unterscheidet sich im Vergleich zur Berechnung mittels der Terminkontrakte nur darin, dass hier nicht über mehrere Returns aggregiert und ein kürzeres Schätzfenster gewählt wurde (Vgl. z.B. MITCHELL und NETTER (1994)).

eines Skandals signifikant von den normalen Änderungen abweichen. Insbesondere für Einzelhandelspreise mag dies nur begrenzt gültig sein, da kurzfristige Preisänderungen mit erheblichen Transaktionskosten einhergehen. Deswegen soll besonderes Augenmerk auf die Verbrauchsmengen gelegt werden, da sich hier, bei ohnehin niedrigen Eigenpreiselastizitäten im Nahrungssektor in Deutschland, Qualitätsverschlechterungen wohl am deutlichsten niederschlagen müssten[9].

Es wurden 28 Z-Werte je Skandal und Fleischsorte ermittelt, was einer Gesamtzahl von 252 ermittelten Werten entspricht (siehe Tabelle 4. Eine detaillierte Darstellung der Ergebnisse findet sich im Anhang). In der Ereigniswoche selbst und in der Woche danach wurden die abnormalen Änderungen auf ihre Signifikanz getestet. Insgesamt gibt es bei 34 Werten signifikante Abweichungen. Dies entspricht nur 13,5%, deutet also darauf hin, dass es für die untersuchten Skandale keine umfassende Reaktion der Marktteilnehmer über alle Produktgruppen und Fleischsorten gab.

Für Skandal 2 war in etwa ein Fünftel der abnormalen Abweichungen signifikant verschieden von der normalen Abweichung. Dabei wurden 11 positive und sechs negative signifikante abnormale Änderungen beobachtet. Für keine der Fleischgruppen ergibt sich ein ausschließlich positives oder ausschließlich negatives Bild. Bei Skandal 3 ergaben die Berechnungen nur sieben (ca. 8%) signifikante Werte, allerdings nur für die Fleischsorte Geflügel und nicht für Schwein und Rind. Errechnet wurden fünf positive und zwei negative abnormale Änderungen. Auch hieraus lässt sich also keine negative Reaktion der Verbraucher ableiten. Im letzten untersuchten Skandal ergaben sich 11 (ca. 13%) signifikante abnormale Änderungen, davon fünf positive und sechs negative. Einzig für Rindfleisch sind diese durchweg positiv, während sich bei Schweinefleisch und Geflügel kein eindeutiges Bild ergibt. Dass bestimmte Fleischprodukte (z.B. Hackfleisch) sensibler reagieren als andere, lässt sich demnach auch nicht bestätigen. Eine Auffälligkeit stellt jedoch die hohe Anzahl signifikanter Abweichungen im Geflügelbereich dar. Bei jedem der Skandale zeigen sich hier die meisten Abweichungen, jedoch nicht eindeutig positiv oder negativ. Eine erhöhte Sensibilität im Bereich Geflügel deckt sich mit Ergebnissen aus anderen Untersuchungen (DIERKS 2007). Demzufolge nehmen Verbraucher, abhängig von der Art des Skandals, Geflügelfleisch als besonders risikobehaftet oder sicheres Substitut wahr.

Tabelle 4: Anzahl signifikanter Werte je Skandal und Fleischsorte

Skandal / Fleischsorte		Schwein						Rind						Geflügel					
Skandal Nr.2	**Anzahl signifikanter Werte**	**4**						**4**						**8**					
	- davon positiv / negativ	1			3			4			0			6			2		
	- davon P/D/V**	1*	0	0	1	0	2	4*	0	0	0	0	0	2	2	4	0	0	2
Skandal Nr.3	**Anzahl signifikanter Werte**	**0**						**0**						**7**					
	- davon positiv / negativ	0			0			0			0			5			2		
	- davon P/D/V**	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	4	0	2	0
Skandal Nr.4	**Anzahl signifikanter Werte**	**2**						**3**						**6**					
	- davon positiv / negativ	1			1			0			3			4			2		
	- davon P/D/V**	0	0	1	1*	0	0	0	0	0	2*+1	0	0	0	0	4	0	0	2

Anmerkungen: * Erzeugerpreis, sonst Verbraucherpreis. ** P = Preis / D = Durchschnittsausgaben / V = Verbrauchermenge

Quelle: ZMP 2008; eigene Berechnungen

4 Diskussion und Schlussfolgerungen

In dem Beitrag wird der Frage nachgegangen, ob und wie sich Lebensmittelskandale, die eine mediale Verbreitung gefunden haben, auf Preise und Verbrauchsmengen ausgewählter

[9] Es lagen nicht genügend Daten vor, um eine saisonale Dekomposition der Zeitreihen vornehmen zu können. Eine ausgeprägte saisonale Komponente ist vor allem in der Weihnachtswoche festzustellen, in der sich Verbrauchereinkaufsmengen im Vergleich zum Jahresdurchschnitt oftmals verdoppeln. Da keiner der untersuchten Skandale in diese Zeit fällt, und das Ereignisfenster kurz ist, scheint eine Vernachlässigung dieses Saisoneffekts vertretbar.

tierischer Agrarerzeugnisse auswirken. Als methodischer Ansatz werden Ereignisstudien gewählt, die eine einfache Möglichkeit bieten, die Marktwirkungen sachlich und zeitlich klar definierter Ereignisse statistisch zu untersuchen. Anders als Befragungen oder Experimente liegen Ereignisanalysen beobachtete Preise zugrunde, die das tatsächliche Verhalten von Marktakteuren bzw. deren Erwartungen reflektieren. Das Hauptergebnis der empirischen Analyse lautet, dass für vier ausgewählte Fleischskandale in Deutschland im Zeitraum zwischen 2001 und 2006 kein signifikant negativer Einfluss auf Agrar- und Verbraucherpreise nachzuweisen ist. Diese Aussage trifft sowohl für Futurespreise als auch für Erzeugerpreise und Konsummengen zu. Bei vordergründiger Betrachtung könnte daraus der Schluss gezogen werden, Lebensmittelskandale seien für das Geschehen auf Agrar- und Produktmärkten irrelevant. Diese Aussage ist aber aus verschiedenen Gründen zu relativieren. So könnten die untersuchten Skandale einfach zu unbedeutend gewesen sein, um in der heutigen medialen Welt eine Wirkung zu erzielen. Eine andere Erklärung für das Ausbleiben einer negativen Reaktion könnte darin bestehen, dass sich die Skandale nicht auf Futurespreise von Lebendtieren auswirken, sondern eine Ereignisstudie mit Futurespreisen höher verarbeiteter Produkte durchzuführen wäre, welche dann die erwarteten Reaktionen deutlich zeigen könnte.[10] Ein weiterer Grund für die schwach ausgeprägte Reaktion könnte in der unpräzisen Festlegung der Ereignisse liegen, da es zu einem großen Teil Auslegungssache ist, an welchem Tag genau die Medienaufmerksamkeit bezogen auf einen Skandal ihren Höhepunkt erreicht. Unabhängig davon ist zu betonen, dass die gewählte Analysetechnik nicht geeignet ist, um langfristige Veränderungen im Verbraucherverhalten festzustellen, die sich möglicherweise im Ergebnis immer wiederkehrender Lebensmittelskandale einstellen.

Um die hier festgestellte fehlende Sensitivität von Preisen und Mengen auf Lebensmittelskandale weiter abzusichern, wäre es notwendig, die Untersuchung auf regional disaggregierter Ebene zu wiederholen. Es lässt sich vermuten, dass eine negative Wirkung mit regionaler Nähe zum Verursacher des Skandals stärker ausfällt. Auch die Untersuchung anderer Agrarprodukte (z.B. Eier, Getreide) und die genauere Untersuchung von Substitutionseffekten in Folge eines Lebensmittelskandals wären Aufgaben für zukünftige Forschung. Weiterhin wäre es von Interesse, die Marktwirkung von „stillen“ Rückrufaktionen und „lauten“ Skandalen zu vergleichen und somit die Rolle der Medien näher zu untersuchen.

Literatur

BEACH, R.H. und ZHEN, C. (2008): Consumer Purchasing Behavior in Response to Media Coverage of Avian Influenza. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association in Dallas, TX, February 2-5, 2008.

BEAVER, W.H. (1968): The Information Content of Annual Earnings Announcements. Empirical Research in Accounting: Selected Studies. Supplement to the Journal of Accounting Research, 6, 67-92.

BINDER, J.J. (1985): On the Use of the Multivariate Regression Model in Event Studies. Journal of Accounting Research, 23(1), 370–383.

BINDER, J.J. (1998): The Event Study Methodology since 1969. Review of Quantitative Finance and Accounting, 11, 111–137.

BÖCKER, A. und ALBRECHT, S. (2001): Risikowahrnehmung und Verbrauchervertrauen nach einem Lebensmittelskandal. Agrarwirtschaft, 50(6), 374–382.

BROWN, S.J. und WARNER, J.B. (1985): Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies. Journal of Financial Economics, 14(1), 3–31.

CAMPBELL, C.J. und WASLEY, C.E. (1993): Measuring Security Price Performance Using Daily NASDAQ Returns. Journal of Financial Economics, 33(1), 73–92.

[10] In Deutschland werden diese derzeit allerdings nicht gehandelt.

COWAN, A.R. (1992): Nonparametric Event Study Tests. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2, 343–358.

DIERKS, L.H. (2007): Does trust influence consumer behaviour? Agrarwirtschaft, 56(2), 107–111.

DITTBERNER, K.-H. (2008a): Europas wichtigste Lebensmittel-Skandale. Onlinezugriff am 5.11. 2008 unter: http://www.khd-research.net/Food/LM_Skandale_3.html#2006.

DITTBERNER, K.-H. (2008b): Europas wichtigste Lebensmittel-Skandale. Onlinezugriff am 5.11. 2008 unter: from http://www.khd-research.net/Food/LM_Skandale_2.html#2005_06.

FAMA, E.F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. The Journal of Finance, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, N.Y. December, 28-30, 25(2), 383–417.

FAMA, E.F. (1991): Efficient Capital Markets II. Journal of Finance, 46(5), 1575–1617.

FAMA, E.F., FISHER, L., JENSEN, M.C. und ROLL, R. (1969): The Adjustment of Stock Prices to new Information. International Economic Review, 10(1), 1–21.

HENDERSON JR., G.V. (1990): Problems and Solutions in Conducting Event Studies. The Journal of Risk and Insurance, 57(2), 282-306.

HIRSCHAUER, N. und ZWOLL, S. (2008): Understanding and managing behavioural risks – the case of food risks caused by malpractice in poultry production. European Journal of Law and Economics, 26(1), 27–60.

KARPOFF, J.M. (1987): The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22(1), 109–126.

LINZMAIER, V. (2007): Lebensmittelskandale in den Medien: Risikoprofile und Verbraucherverunsicherung. Medien und Gesundheit, 3. München: Fischer.

LUSK, J.L. und SCHROEDER, T.C. (2002): Effects of Meat Recalls on Futures Market Prices. Agricultural and Resource Economics review, 31(1), 47–58.

MACKINLAY, C.A. (1997): Event Studies in Economics and Finance. Journal of Economic Literature, 35(1), 13–39.

MANN, T.L. und DOWEN, R.J. (1996): Are Hog and Pig Reports Informative? The Journal of Futures Markets, 16(3), 273-287.

MAZZOCCHI, M. (2004): Food Scares and Demand Recovery Patterns: An Econometric Investigation. Paper prepared for presentation at the 84th EAAE Seminar 'Food Safety in a Dynamic World', Zeist, The Netherlands, February 8 - 11, 2004.

MCKENZIE, A.M. und THOMSEN, M.R. (2001): The Effect of E. Coli 0157:H7 on Beef Prices. Journal of Agricultural and Resource Economics, 26(2), 431–444.

MCKENZIE, A.M., THOMSEN, M.R. und DIXON, B. (2004): The Performance of Event Study Approaches Using Daily Commodity Future Returns. The Journal of Futures Markets, 24(6), 533–555.

MITCHELL, M.L. und NETTER, J.M. (1994): The Role of Financial Economics in Securities Fraud Cases: Applications at the Securities and Exchange Commission. The Business Lawyer, 49(2), 545–590.

RMX - RISK MANAGEMENT EXCHANGE (2008a): Settlementdaten des Jahres 2001. Onlinezugriff am 3.11. 2008 unter: http://www.rmx.eu/downloads/waren/statistik/Settlementdaten_2001.xls.

RMX - RISK MANAGEMENT EXCHANGE (2008b): Settlementdaten des Jahres 2005. Onlinezugriff am 3.11. 2008 unter: http://www.rmx.eu/downloads/waren/statistik/Settlementdaten_2005.xls.

RMX - RISK MANAGEMENT EXCHANGE (2008c): Settlementdaten des Jahres 2006. Onlinezugriff am 3.11. 2008 unter: http://www.rmx.eu/downloads/waren/statistik/Settlementdaten_2006.xls.

SAGHAIAN, S.H., MAYNARD, L.J. und REED, M.R. (2006): The Effects of E. Coli 0157:H7, FMD and BSE on Japanese Retail Beef Prices: A Historical Decomposition. Contributed paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006.

SALIN, V. und HOOKER, N.H. (2001): Stock Market Reaction to Food Recalls. Review of Agricultural Economics, 23(1), 33–46.

STURM, A. (2007): Auswirkungen von Medikamentengenehmigungen auf die Bewertung von Biotech- und Pharmaunternehmen: Eine Ereignisstudie. Dissertation, Universität Regensburg. Regensburg. Onlinezugriff am 7.11. 2008 unter: http://www.opus-bayern.de/uni-regensburg/frontdoor.php?source_opus=780&la=de.

THOMSEN, M.R. und MCKENZIE, A.M. (2001): Market Incentives for Safe Foods: An Examination of Shareholder Losses from Meat and Poultry Recalls. American Journal of Agricultural Economics, 82(3), 526–538.

ZMP - ZENTRALE MARKT- UND PREISSTELLE (2008): Daten über Verbraucherpreise und -mengen verschiedener Fleischprodukte; Datenanfrage der Autoren bei der ZMP.

Z-Werte der abnormalen Änderungen - SCHWEIN

Skandal Nr. 2

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Schweinefleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Schweinefleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweineschnitzel, frisch, natur		Verbrauchermenge in t Schweineschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweinehackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Schweinehackfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	0,02283	1,29413	0,06069	0,93104	-0,09826	-1,96787*	-0,02336	-0,50038	0,14794	1,18421	0,03024	1,00746	0,07084	0,64113
	1	0,03748	2,12476*	0,02257	0,34623	0,01953	0,39120	-0,06813	-1,45952	0,05017	0,40163	-0,01163	-0,38738	-0,06670	-0,60366
kürzere	0	0,01983	1,05251	0,06309	0,84105	-0,10845	-2,11359*	-0,03998	-1,22609	0,15883	1,12259	0,03103	0,89691	0,08148	0,65398
Schätzperiode	1	0,03448	1,83006	0,02497	0,33286	0,00935	0,18218	-0,08476	-2,59915**	0,06106	0,43160	-0,01083	-0,31317	-0,05606	-0,44994

Skandal Nr. 3

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Schweinefleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Schweinefleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweineschnitzel, frisch, natur		Verbrauchermenge in t Schweineschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweinehackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Schweinehackfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	0,00277	0,24967	-0,03588	-1,10845	-0,03371	-0,31448	-0,03407	-0,38627	-0,06092	-0,65527	-0,04511	-1,51782	0,07719	0,58170
	1	0,00272	0,24505	0,05204	1,60799	0,01928	0,17984	-0,01023	-0,11597	0,01477	0,15891	0,04485	1,50921	-0,06626	-0,49930
kürzere	0	0,00718	1,21811	-0,03728	-1,00213	-0,02209	-0,18394	-0,05332	-0,59978	-0,05993	-0,55840	-0,05122	-1,68131	0,07905	0,51613
Schätzperiode	1	0,00713	1,20939	0,05064	1,36147	0,0309	0,25731	-0,02948	-0,33160	0,01577	0,14690	0,03874	1,27141	-0,06440	-0,42051

Skandal Nr. 4

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Schweinefleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Schweinefleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweineschnitzel, frisch, natur		Verbrauchermenge in t Schweineschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Schweinehackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Schweinehackfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	-0,04441	-2,19126*	0,02058	1,38660	0,05846	0,77474	0,01162	0,20718	0,04078	0,18778	0,02287	0,50419	-0,10157	-1,11801
	1	-0,01468	-0,72455	-0,00454	-0,30609	0,07373	0,97711	0,02468	0,44014	0,04296	0,19781	-0,02595	-0,57214	0,15074	1,65924
kürzere	0	-0,04324	-1,86332	0,01550	1,40629	0,06049	0,69546	0,00593	0,09408	0,01538	0,06353	0,01990	0,38410	-0,07750	-0,91703
Schätzperiode	1	-0,01352	-0,58244	-0,00963	-0,87362	0,07576	0,87103	0,01900	0,30123	0,01755	0,07253	-0,02892	-0,55816	0,17481	2,06846*

Anmerkungen: Die Werte wurden in der Ereigniswoche (Woche zum Ereignis = 0) und in der Woche danach (Woche zum Ereignis = 1) gemessen. Die abnormale Änderung ist die Differenz von gemessener relativer Änderung zur erwarteten relativen Änderung aus der Schätzperiode. Die Asterisks (*) bezeichnen die signifikanten z-Werte, wobei ein Asterisk (*) für das 5%-Signifikanzlevel und zwei Asterisks (**) für das 1%-Signifikanzlevel stehen.

Z-Werte der abnormalen Änderungen - RIND

Skandal Nr. 2

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Rindfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Rindfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rinderhackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rinderhackfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rindersuppenfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rindersuppenfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	0,02067	2,72118**	0,02343	0,54546	0,02424	0,07618	0,01670	0,45551	0,22844	1,48756	-0,00907	-0,27408	-0,18550	-0,42235
	1	0,01829	2,40707*	0,01992	0,46366	-0,15819	-0,49713	0,05719	1,56002	-0,22734	-1,48044	-0,00888	-0,26851	0,00611	0,01392
kürzere	0	0,02165	2,57765*	0,02347	0,47323	-0,02161	-0,06212	0,01704	0,40254	0,23954	1,36890	-0,01228	-0,32924	-0,23322	-0,47406
Schätzperiode	1	0,01927	2,29357*	0,01996	0,40239	-0,20404	-0,58659	0,05753	1,35928	-0,21624	-1,23574	-0,01209	-0,32430	-0,04161	-0,08458

Skandal Nr. 3

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Rindfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Rindfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rinderhackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rinderhackfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rindersuppenfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rindersuppenfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	-0,00447	-1,02601	0,05607	0,80126	-0,23680	-0,80608	-0,02305	-0,39788	-0,27738	-0,77525	-0,04028	-0,74060	-0,02674	-0,18852
	1	-0,00651	-1,49390	-0,00825	-0,11786	0,27081	0,92185	-0,01911	-0,32993	0,06093	0,17030	0,06009	1,10484	-0,17212	-1,21366
kürzere	0	-0,00296	-0,93314	0,06003	0,74893	-0,27873	-0,86705	-0,00898	-0,15987	-0,34690	-0,93223	-0,04464	-0,72247	-0,00042	-0,00284
Schätzperiode	1	-0,00500	-1,57648	-0,00429	-0,05349	0,22888	0,71197	-0,00504	-0,08979	-0,00859	-0,02307	0,05573	0,90202	-0,14581	-0,97857

Skandal Nr. 4

		Erzeugerpreis €/kg SG		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Rindfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Rindfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rinderhackfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rinderhackfleisch, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Rindersuppenfleisch, frisch		Verbrauchermenge in t Rindersuppenfleisch, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	-0,01718	-2,53285*	0,01723	0,46991	0,03050	0,16594	0,01423	1,12781	-0,05982	-0,30039	-0,02451	-0,42180	-0,00118	-0,00668
	1	-0,00620	-0,91371	-0,03647	-0,99476	-0,11080	-0,60282	-0,02333	-1,84922	0,04618	0,23190	0,00553	0,09511	-0,03691	-0,20920
kürzere	0	-0,01602	-2,21378*	0,00967	0,25734	0,00189	0,00952	0,00978	1,09167	-0,05967	-0,25949	-0,04012	-0,74819	0,01392	0,06961
Schätzperiode	1	-0,00504	-0,69607	-0,04403	-1,17221	-0,13940	-0,70064	-0,02778	-3,10099**	0,04633	0,20148	-0,01009	-0,18813	-0,02181	-0,10908

Anmerkungen: Die Werte wurden in der Ereigniswoche (Woche zum Ereignis = 0) und in der Woche danach (Woche zum Ereignis = 1) gemessen. Die abnormale Änderung ist die Differenz von gemessener relativer Änderung zur erwarteten relativen Änderung aus der Schätzperiode. Die Asterisks (*) bezeichnen die signifikanten z-Werte, wobei ein Asterisk (*) für das 5%-Signifikanzlevel und zwei Asterisks (**) für das 1%-Signifikanzlevel stehen.

Z-Werte der abnormalen Änderungen - GEFLÜGEL

Skandal Nr. 2

		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Geflügelfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Geflügel in t		Verbrauchermenge in t Brathähnchen, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Hähnchenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Hähnchenschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Putenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Putenschnitzel, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	-0,03294	-1,01019	0,18846	1,79399	0,68173	2,97973**	0,10927	2,47321*	-0,01400	-0,09372	0,00063	0,00784	-0,05754	-0,33351
	1	0,06659	2,04244*	-0,16481	-1,56888	-0,54681	-2,39002*	-0,02845	-0,64388	0,03721	0,24915	-0,03666	-0,45744	-0,05975	-0,34633
kürzere	0	-0,04411	-1,82494	0,19728	1,65574	0,77301	6,47664**	0,12193	3,11368**	-0,00045	-0,00266	0,01157	0,13134	-0,07892	-0,41232
Schätzperiode	1	0,05541	2,29236*	-0,15599	-1,30927	-0,45553	-3,81664**	-0,01578	-0,40306	0,05076	0,30058	-0,02572	-0,29182	-0,08113	-0,42388

Skandal Nr. 3

		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Geflügelfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Geflügel in t		Verbrauchermenge in t Brathähnchen, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Hähnchenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Hähnchenschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Putenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Putenschnitzel, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	-0,11594	-4,92362**	0,10310	1,03913	0,29221	0,98536	-0,03537	-0,51875	-0,00677	-0,10114	0,08755	2,10701*	-0,19913	-1,31279
	1	0,00546	0,23191	0,21443	2,16124*	0,23124	0,77977	-0,03127	-0,45850	0,21121	3,15691**	-0,02479	-0,59656	0,06166	0,40648
kürzere	0	-0,11014	-4,85138**	0,07555	0,84122	0,18949	0,87488	-0,04815	-0,67346	0,01414	0,25598	0,07825	1,88399	-0,21559	-1,26883
Schätzperiode	1	0,01126	0,49576	0,18688	2,08086*	0,12852	0,59339	-0,04404	-0,61600	0,23212	4,20093**	-0,03409	-0,82088	0,04519	0,26598

Skandal Nr. 4

		Durchschnittsausgaben in Euro/kg Geflügelfleisch, frisch und tk		Verbrauchermenge in t Geflügel in t		Verbrauchermenge in t Brathähnchen, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Hähnchenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Hähnchenschnitzel, frisch und tk		Verbraucherpreis in Euro/kg Putenschnitzel, frisch		Verbrauchermenge in t Putenschnitzel, frisch und tk	
	Woche zum Ereignis	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert	abnormale Änderung	z-Wert
	0	0,05701	1,65794	0,00524	0,05691	0,00922	0,03994	-0,04115	-1,56938	-0,09921	-2,52771*	-0,06559	-1,17954	0,33850	3,29927**
	1	-0,01779	-0,51726	0,05631	0,61199	-0,12678	-0,54905	0,01880	0,71708	0,17248	4,39440**	0,04599	0,82713	-0,12694	-1,23723
kürzere	0	0,06468	1,88022	0,01030	0,09769	-0,07289	-0,45083	-0,03308	-1,50614	-0,10132	-2,25168*	-0,06636	-1,03394	0,37002	4,29754**
Schätzperiode	1	-0,01011	-0,29385	0,06137	0,58209	-0,20889	-1,29200	0,02688	1,22363	0,17038	3,78653**	0,04523	0,70471	-0,09542	-1,10827

Anmerkungen: Die Werte wurden in der Ereigniswoche (Woche zum Ereignis = 0) und in der Woche danach (Woche zum Ereignis = 1) gemessen. Die abnormale Änderung ist die Differenz von gemessener relativer Änderung zur erwarteten relativen Änderung aus der Schätzperiode. Die Asterisks (*) bezeichnen die signifikanten z-Werte, wobei ein Asterisk (*) für das 5%-Signifikanzlevel und zwei Asterisks (**) für das 1%-Signifikanzlevel stehen.