

# Verbraucherverhalten bei Lebensmittelskandalen

Ökonometrische Analysen von wesentlichen Determinanten der Nachfrage

Dissertation

zur Erlangung des Doktorgrades

der Fakultät für Agrarwissenschaften

der Georg-August-Universität Göttingen

vorgelegt von

Jörg Rieger

geboren in Buchen

Göttingen, im Mai 2017

D7

1.Referent: Prof. Dr. Ludwig Theuvsen

2.Korreferent: Prof. Dr. Sven Anders

Tag der mündlichen Prüfung: 29.06.2017

# **Inhaltsverzeichnis**

<b>1. Einleitung</b>	<b>1</b>
1.1. Zielsetzung	1
1.2. Aufbau und Synthese der Ergebnisse	5
<b>2. Im Rahmen der Dissertation veröffentlichte Artikel</b>	<b>10</b>
2.1. Der Markt für Fleisch und Fleischprodukte	10
2.2. Food scandals, media attention and habit persistence among desensitised meat consumers	29
2.3. Changes in Consumers' Meat Demand during the Dioxin Scandal in Germany: The Role of the Media and Consumer Attitudes	41
2.4. "Why some consumers don't care": Heterogeneity in household responses to a food scandal	50
<b>3. Diskussion der Ergebnisse</b>	<b>66</b>
<b>Zusammenfassung</b>	<b>77</b>
<b>Summary</b>	<b>80</b>
<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>83</b>
<b>Anhang</b>	<b>87</b>

# 1. Einleitung

## 1.1. Zielsetzung

In der Vergangenheit waren Verbraucher aus Deutschland und anderen europäischen Ländern wiederholt mit Lebensmittelskandalen wie dem BSE-, EHEC- oder dem sogenannten Gammelfleischskandal konfrontiert. Als Reaktion darauf haben sowohl die Politik als auch die Lebensmittelindustrie zahlreiche Maßnahmen in Form von Rückverfolgbarkeit- und Qualitätssicherungssystemen implementiert, um die Sicherheit bei Lebensmitteln zu erhöhen und das Risiko zukünftiger Lebensmittelskandale zu minimieren. Dies führte zur Etablierung von mehr als 300 Zertifizierungssystemen in Europa und allein vierzig davon in Deutschland (Gawron und Theuvsen 2009). Jedoch kommt es trotz strikter Lebensmittelsicherheitsstandards und zahlreicher Zertifizierungssysteme immer wieder zu Lebensmittelskandalen, die das Vertrauen der Verbraucher in die Lebensmittelsicherheit schmälern (Wilcock et al. 2004; Shaw 2004).

Verschiedene Studien zeigen, dass sich viele Verbraucher infolge vergangener Lebensmittelskandale vermehrt mit gesundheitlichen Risiken durch den Konsum von Lebensmitteln auseinandersetzen (z. B. Smed und Jensen 2005; Hobbs et al. 2005). Eine Eurobarometer-Umfrage über die wahrgenommenen Risiken im Lebensmittelbereich machte deutlich, dass insbesondere Pestizidrückstände in Obst und Gemüse sowie Rückstände (z. B. Antibiotika) und chemische Schadstoffe (z. B. Dioxin) in Fleischprodukten viele Verbraucher beunruhigen (Europäische Kommission 2010).

Die Bedenken der Verbraucher über die Sicherheit von Lebensmitteln spielen in der tatsächlichen Kaufentscheidung jedoch eine untergeordnete Rolle, da die gesundheitliche Unbedenklichkeit als selbstverständlich angesehen wird (Grunert 2002; Verbeke et al. 2007; Verbeke et al. 2010). Dies verdeutlicht die häufig auftretende Diskrepanz zwischen den Verbrauchereinstellungen und dem beobachteten Verhalten bei Lebensmittelkäufen, das sogenannte „attitude-behaviour gap“ (Boulstridge und Carrigan 2000; Carrigan und Attalla 2001).

Für Verbraucher ist die Lebensmittelsicherheit als Vertrauenseigenschaft von Nahrungsmitteln zudem schwer zu beurteilen (Grunert 2002). Daher spielen in den tatsächlichen Kaufent-

scheidungen insbesondere der Preis, das Aussehen, die Frische oder der Geschmack, als potenzielle indirekte Kriterien für die wahrgenommene Qualität und Sicherheit von Lebensmitteln, eine zentrale Rolle (Verbeke et al. 2007; Realini et al. 2014). In der jüngeren Vergangenheit sind auch zunehmend Produkteigenschaften wie Tierwohl oder die Umweltfreundlichkeit von Produkten wichtige Kaufkriterien für viele Verbraucher (Verbeke et al. 2010; Tonsor und Olynk 2011).

Konkrete Informationen über die Sicherheit von Lebensmitteln haben unter „normalen Umständen“ nur marginale Auswirkungen auf das Verbraucherverhalten bzw. die tatsächlichen Kaufentscheidungen (Downs et al. 2009; Enax und Weber 2015). Im Falle eines Lebensmittelskandals kann sich jedoch die Art und Weise, wie Verbraucher die Sicherheit von Lebensmitteln beurteilen und wie sich dies auf ihre Kaufentscheidungen auswirkt, grundlegend verändern (Grunert 2002; Verbeke et al. 2007).

Bei Lebensmittelskandalen spielen Informationen über die Lebensmittelsicherheit bzw. das wahrgenommene Gesundheitsrisiko plötzlich eine zentrale Rolle in den Kaufentscheidungen vieler Verbraucher und können zu starken Nachfragerückgängen bei den betroffenen Produkten und immensen wirtschaftlichen Schäden führen. Insbesondere die Medien sind bei Lebensmittelskandalen eine zentrale Informationsquelle für Verbraucher, wodurch die Medienberichterstattung über den Skandal, mehr als die klassischen ökonomischen Größen (z. B. Preise, Einkommen), eine zentrale Determinante für das Nachfrageverhalten darstellt (Burton und Young 1996; Verbeke und Ward 2001; Dahlgran und Fairchild 2002; Piggott und Marsh 2004). Das über die Medien kommunizierte Gesundheitsrisiko kann die Risikowahrnehmung der Verbraucher erhöhen, indem der Vorfall medial „skandalisiert“ wird. Dabei spielt weniger die Art der Information, sondern vielmehr die Intensität der Medienberichterstattung eine zentrale Rolle für das wahrgenommene Verbraucherrisiko (Rowe et al. 2000; Raupp 2014). Der Einfluss der Medieninformationen auf die Risikowahrnehmung und die resultierende Kaufentscheidung hängt wiederum stark von der Glaubwürdigkeit bzw. dem Vertrauen in die jeweilige Informationsquelle ab (Lobb et al. 2007).

Generell unterscheidet sich das wahrgenommene (subjektive) Gesundheitsrisiko häufig vom tatsächlichen (objektiven) Risiko, was eine rationale Konsumententscheidung von Verbrauchern bei Lebensmittelskandalen verhindern kann (Simon et al. 1992). So ist es zumeist unerheblich, ob die betroffenen Lebensmittel wirklich eine Gesundheitsgefahr darstellen (z. B. EHEC-Skandal), wodurch auch Vorfälle, die gesundheitlich völlig unbedeutend sind, zu Skandalen hochstilisiert werden (Linzmaier 2007; Nöhle 2014).

Die Höhe des wahrgenommenen Risikos und das Ausmaß der entsprechenden Nachfragerückgänge hängen auch von der Art des betroffenen Produktes ab. Infolge der zahlreichen Lebensmittelskandale bei Fleischprodukten kam es zu einem zunehmenden Vertrauensverlust in die Fleischwirtschaft und die entsprechenden gesetzlichen sowie privatwirtschaftlichen Lebensmittelsicherheitsstandards. Viele Verbraucher reagieren daher sehr sensibel, wenn bei Lebensmittelskandalen Fleischprodukte betroffen sind, da hier generell ein erhöhtes Misstrauen und dadurch eine größere Empfänglichkeit für kritische Medieninformationen vorliegen (Alvensleben 1995; Verbeke et al. 2007). Auch die Art der Kontamination hat eine bedeutende Rolle für das Ausmaß der Verbraucherreaktionen. So werden, unabhängig vom objektiven Gesundheitsrisiko, die gesundheitlichen Risiken bei chemischen Kontaminationen (z. B. Dioxin) generell überschätzt bzw. kritischer bewertet als bei bakteriellen Kontaminationsquellen (z. B. Salmonellen) (Verbeke et al. 2007). Zudem können die Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen von den Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte abhängen. Starke bzw. starre Konsumgewohnheiten können das wahrgenommene Risiko und den negativen Einfluss der medialen „Skandalberichterstattung“ reduzieren und eine wichtige Ursache für häufig nur marginale Nachfrageveränderungen bei den betroffenen Produkten sein (McCarthy und Henson 2005; Ding et al. 2011).

Trotz dieser Erkenntnisse hat sich bei den vergangenen Lebensmittelskandalen gezeigt, dass Verbraucherreaktionen sehr heterogen und (nach wie vor) schwer prognostizierbar sind. Die Ursachen hierfür sind noch unzureichend erforscht. Auch die durchgeführten Risikokommunikationsstrategien waren häufig ineffektiv und schafften es nicht, speziell bei Lebensmittelskandalen, die laut Experteneinschätzung gesundheitlich unbedenklich waren, die Verunsicherung aller Verbraucher gleichermaßen zu reduzieren. Insbesondere die Verbraucherheterogenität wurde in der bisherigen Literatur sowohl inhaltlich als auch methodisch wenig berücksichtigt. Konsumenten wurden meist als einheitliche bzw. homogene Masse oder Gruppe betrachtet (Wansink 2004). Es ist jedoch naheliegend, dass sich die Verbraucher in ihren Nachfragereaktionen in Abhängigkeit individueller Unterschiede in der Risikowahrnehmung bzw. dem Grad der Verunsicherung und anderen verhaltenswissenschaftlichen Konstrukten stark unterscheiden. So kann das über die Medien kommunizierte Gesundheitsrisiko vielfältige Auswirkungen auf das individuelle Nachfrageverhalten der Verbraucher haben, da das Risiko meist unterschiedlich wahrgenommen wird (Yang und Goddard 2011). Die Höhe des wahrgenommenen Risikos kann wiederum vom Vertrauen in die Medieninformationen und von der Stärke der Konsumgewohnheiten abhängen.

Basierend auf den aufgezeigten Forschungslücken in der Verbraucherforschung bei Lebensmittelskandalen, lassen sich die zentralen Forschungsfragen für diese Dissertation ableiten:

1. Welche Bedeutung hat die Verbraucherheterogenität bei der Analyse des Nachfrageverhaltens während eines Lebensmittelskandals?
2. Was sind zentrale Determinanten für die heterogenen Nachfragereaktionen und welche Wechselwirkungen bestehen zwischen ihnen?

Zur Beantwortung der Forschungsfragen dient der deutsche Dioxinskandal als Fallbeispiel. Dieser Lebensmittelskandal ist auf die Feststellung überhöhter Dioxingehalte im Futter für Geflügel und Schweine im Dezember 2010 zurückzuführen. Die Ursache hierfür war die unerlaubte Nutzung technischer Fettsäuren bei der Produktion von ca. 3 000 Tonnen Futtermitteln in Norddeutschland. Im Januar 2011 wurden erhöhte Dioxinwerte auch bei Schweinefleisch und Geflügel in verschiedenen Bundesländern nachgewiesen, nachdem zuvor bereits Dioxinkontaminationen in Eiern festgestellt wurden (Agra-Europe 2011). Aus den erhöhten Dioxinkonzentrationen in Eiern und Fleischprodukten resultierten jedoch weder unmittelbare noch langfristige gesundheitliche Gefahren für die Verbraucher (BfR 2011). Dieser Dioxinskandal hatte eine intensive Medienberichterstattung zur Folge und löste eine öffentliche Debatte über institutionelle Mängel in der Nahrungs- und Futtermittelproduktion in Deutschland aus.

Zur Beantwortung der beiden Forschungsfragen werden sowohl Haushaltspaneldata, die Informationen über das tatsächliche Einkaufsverhalten während des Dioxinskandals enthalten, als auch Befragungsdaten, die Aufschlüsse über Verbrauchereinstellungen (z. B. Risikowahrnehmung) geben sollen, verwendet.

Die Forschungsergebnisse sollen zu einem besseren Verständnis darüber führen, warum einige Konsumenten sehr stark auf die kommunizierten Gesundheitsrisiken bei Lebensmittelskandalen reagieren und andere nur marginale Verhaltensänderungen aufweisen. Anhand der Ergebnisse können politische und wirtschaftliche Akteure wichtige Rückschlüsse zur adäquaten Kommunikation gesundheitlicher Risiken bei Lebensmittelskandalen ziehen. Detaillierte Einblicke in die tatsächlichen Ursachen, einschließlich deren Wechselbeziehungen, für die unterschiedlichen Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen können eine an die individuellen Einstellungen und Informationsbedürfnisse angepasste Risikokommunikation ermöglichen. Speziell bei gesundheitlich unbedenklichen Lebensmittelskandalen kann eine schnellere und effektivere Kommunikation

der gesundheitlichen Risiken den „Schockeffekt“ für die Verbraucher abmildern und dazu führen, dass diese schneller zu ihren alten Nachfragemustern zurückkehren. Dadurch können starke Nachfragerückgänge bei zukünftigen Lebensmittelskandalen verhindert und Wohlfahrtsverluste sowohl für die Verbraucher als auch für die Akteure der betroffenen Lebensmittelwarenketten reduziert werden.

## 1.2. Aufbau und Synthese der Ergebnisse

Die vorliegende Dissertation setzt sich aus insgesamt vier wissenschaftlichen Beiträgen zusammen, die sich mit dem Konsumentenverhalten bei Lebensmittelskandalen befassen. In Tabelle 1 sind die einzelnen Artikel in chronologischer Reihenfolge dargestellt und die beteiligten Autoren sowie die Zeitschriften, in denen veröffentlicht wurde, aufgeführt. Weitere wissenschaftliche Beiträge sind im Anhang hinterlegt.

Tabelle 1: Überblick über die veröffentlichten Artikel

Artikel	Autoren	Titel	Erschienen in...
(1)	J. Efken O. Krug J. Rieger	Der Markt für Fleisch und Fleischprodukte	German Journal of Agricultural Economics (2015) 64 (Supplement), 31–48.
(2)	J. Rieger C. Kuhlitz S. Anders	Food scandals, media attention and habit persistence among desensitised meat consumers	Food Policy (2016) 64, 82–92.
(3)	J. Rieger D. Weible	Changes in consumers’ meat demand during the dioxin scandal in Germany: The role of the media and consumer attitudes	Journal of the Austrian Society of Agricultural Economics (2016) 25, 87–96.
(4)	J. Rieger D. Weible S. Anders	“Why some consumers don’t care”: Heterogeneity in household responses to a food scandal	Appetite (2017) 113, 200–214.

Die zentralen Ergebnisse der veröffentlichten Artikel werden im Folgenden kurz zusammengefasst.

In Artikel (1) wurden zunächst verschiedene Kriterien zur eindeutigen Identifizierung eines Skandals bzw. Lebensmittelskandals vorgestellt. Der Vorfall um dioxinkontaminierte Futtermittel im Jahr 2011, auf den sich alle Beiträge beziehen, kann als Lebensmittelskandal eingestuft werden, da



es sich um ein konkretes räumlich und zeitlich abgegrenztes krisenhaftes Ereignis auf der Angebotsseite (Produktion, Verarbeitung oder Vermarktung von Lebensmitteln) handelte, welches in den Medien intensiv angeprangert wurde. Zudem wurde in dem Beitrag ein Überblick über die vielfältigen ökonomischen Auswirkungen des Dioxinskandals auf die Lebensmittelwarenkette gegeben. Es wurde deutlich, dass der Dioxinskandal sowohl negative Auswirkungen auf die Erzeugerpreise als auch die Exporte für Schweinefleisch hatte. Auch konnten erste Hinweise auf Nachfragerückgänge der deutschen Verbraucher für die betroffenen Fleischprodukte im Zeitraum des Dioxinskandals identifiziert werden.

Zur Beantwortung der zentralen Forschungsfragen dieser Dissertation wurden die Bedeutung der Verbraucherheterogenität bei Lebensmittelskandalen sowie die wesentlichen Determinanten für die beobachteten Nachfrageveränderungen in den Beiträgen (2), (3) und (4) detailliert analysiert. Die entsprechenden ökonometrischen Nachfrageanalysen basieren auf Daten der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK-Frischepanel) für die Jahre 2010 und 2011 mit insgesamt 16 023 registrierten Haushalten. Dieser Datensatz enthält detaillierte Informationen über das eingekaufte Fleischprodukt (18 Schweinefleischprodukte, 13 Rindfleischprodukte, 4 Geflügelfleischprodukte und 5 gemischte Schweinefleisch / Rinderhackfleischprodukte), den Einkaufswert, die Einkaufsmenge, den Zeitpunkt des Einkaufs und die entsprechende Einkaufsstätte. Zusätzlich sind für alle teilnehmenden Haushalte soziodemographische Haushaltscharakteristika (Einkommen, Alter und Anzahl der Kinder, Bildungsgrad, Wohnort, Haushaltsgröße) dokumentiert.

In Artikel (2) wurde das Nachfrageverhalten während des Dioxinskandals für die am häufigsten konsumierten Schweine- und Geflügelprodukte (Kotelett und Hähnchenfilet) analysiert. Als (theoretischer) Rahmen wurde der klassische Ansatz der Nutzenmaximierungstheorie verwendet, der das Nachfrageverhalten in Abhängigkeit von Medienberichterstattung, Konsumgewohnheiten, soziodemographischen Charakteristika sowie Produktpreisen beschreibt. Der Fokus dieser Studie lag auf der methodischen Weiterentwicklung der in der Literatur verwendeten Nachfragemodelle bei Lebensmittelskandalen sowie der adäquaten Messung des Medieneinflusses auf das Nachfrageverhalten. Im Gegensatz zu früheren Studien berücksichtigt die verwendete ökonometrische Methode „Correlated Random Effect Tobit Model“ (CRE-Tobit) die unbeobachtete Heterogenität in den Verhaltensreaktionen der Verbraucher (Verbraucherheterogenität) auf einen Lebensmittelskandal und ermöglicht so eine größere Flexibilität bei der Modellierung unbeobachteter individueller Effekte wie Risikowahrnehmungen (z. B. Burton und Young 1996; Richards und Patterson

1999; Verbeke und Ward 2001). Zudem wurden die in der Literatur verwendeten Ansätze zur Bestimmung des Effekts der Medienberichterstattung über Lebensmittelskandale auf das Nachfrageverhalten weiterentwickelt (Brown und Schader 1990; Chang und Kinnucan 1991; Chern und Zuo 1997; Verbeke und Ward 2001; Piggot und Marsh 2004; Yadavalli und Jones 2014). Hierfür wurde ein Medienindex gebildet, der auf der Anzahl der veröffentlichten Medienberichten über den Dioxinskandal basiert und sowohl kumulative Effekte von Informationen als auch Vergessensprozesse von Verbrauchern berücksichtigt. Zudem wurden potenzielle Unterschiede innerhalb der Print-, Online- und TV-Nachrichten modelliert und der Medienindex mit dem Mediennutzungsverhalten des jeweiligen Verbrauchers gewichtet.

Die beschriebenen methodischen Erweiterungen (CRE-Tobit, Medienindex) wurden auch in allen nachfolgenden Beiträgen (Artikel (3) und (4)) verwendet und bestätigten die bedeutende Rolle der Verbraucherheterogenität bei Nachfrageanalysen im Rahmen von Lebensmittelskandalen.

Die Ergebnisse von Artikel (2) zeigen, dass die Medienberichterstattung über den Dioxinskandal sowie Konsumgewohnheiten von Verbrauchern die zentralen Determinanten für das Nachfrageverhalten im Untersuchungszeitraum waren. Insbesondere langfristige Konsumgewohnheiten haben einen sehr starken positiven Effekt auf die Nachfrage nach Schweinekotelett und Hähnchenfilet ausgeübt. Die starren Konsumgewohnheiten für beide Produkte haben den negativen Effekt der Medienberichterstattung reduziert und stärkere Nachfragerückgänge infolge des Dioxinskandals verhindert. Diese Ergebnisse liefern somit erste wichtige Erkenntnisse über wesentliche Determinanten sowie deren Bedeutung für das Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen und tragen zur Beantwortung der zweiten Forschungsfrage bei.

Basierend auf diesen Erkenntnissen wurde in Artikel (3) eine intensive Literaturrecherche zu weiteren möglichen Einflussgrößen und deren Wechselwirkungen für das Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen durchgeführt und das theoretische Modell zum Konsumentenverhalten aus Artikel (2) entsprechend erweitert. Zudem wurde die Bedeutung produktspezifischer Konsumgewohnheiten für das Verbraucherverhalten während des Dioxinskandals näher untersucht, die im vorherigen Beitrag als zentrale Determinante identifiziert wurde. Um die durchschnittliche Wirkung von Konsumgewohnheiten während des Dioxinskandals entsprechend zu berücksichtigen, wurden die Einzelprodukte aggregiert und Nachfrageanalysen jeweils für Schweine- und Geflügelfleisch durchgeführt. Auch hier hatten langfristige Konsumgewohnheiten einen positiven Einfluss auf die Kaufwahrscheinlichkeit und Kaufmenge von Schweine- und Geflügelfleisch. Die Medien-

berichterstattung über den Dioxinskandal hatte jedoch im Gegensatz zu den untersuchten Einzelprodukten in Artikel (2) nur auf die Geflügelfleischnachfrage signifikante negative Auswirkungen. Die Nachfrage nach Schweinefleisch wurde durch den Dioxinskandal nicht negativ beeinflusst. Somit wurde der im zweiten Beitrag beschriebene negative Medieneffekt auf die Nachfrage nach dem bedeutendsten Schweinefleischprodukt (Kotelett) von den starken Konsumgewohnheiten der anderen Schweinefleischprodukte kompensiert. Dies bestätigt die bedeutende Rolle von Konsumgewohnheiten und die stark produktabhängige Verbraucherreaktion bei Lebensmittelskandalen.

Die Ergebnisse der Artikel (2) und (3) implizieren, dass es bei der Analyse des Nachfrageverhaltens bei Lebensmittelskandalen von großer Bedeutung ist, die Heterogenität von Verbrauchern sowie die Interdependenzen zwischen Medienberichterstattung und Konsumgewohnheiten zu berücksichtigen. Aufgrund fehlender Daten konnten jedoch nur unbeobachtete individuelle Unterschiede in den Verbrauchereinstellungen (z. B. Risikowahrnehmung, Vertrauen in Lebensmittelkontrollen und -sicherheit) berücksichtigt werden. Folglich wurde der GfK-Datensatz mit Befragungsdaten für die 16 023 Haushalte erweitert. Die Befragungsdaten umfassen 18 Einstellungsvariablen zu den Themen Ernährung, Gesundheit, Vertrauen in Produktsiegel, Mediennutzung und generelle Lebenseinstellung. Mithilfe einer Faktoranalyse wurden grundlegende Einstellungen der Befragten ermittelt, die anschließend durch eine Clusteranalyse zur Segmentierung der Haushalte genutzt wurden. Zudem wurde das theoretische Modell aus Artikel (3) um Ansätze der Dissonanztheorie erweitert.

Die Ergebnisse dieses Beitrages zeigen, dass es bei Lebensmittelskandalen wie dem Dioxinskandal essenziell ist, die Verbraucherheterogenität insbesondere im Hinblick auf Unterschiede in der Risikowahrnehmung und dem Risikoverhalten, den Vertrauenseigenschaften und der Medienaffinität zu berücksichtigen. Es wurde deutlich, dass die Stärke des Medieneffekts und die Nachfragereaktionen für die identifizierten Verbrauchergruppen sehr unterschiedlich ausfallen. Langfristige Konsumgewohnheiten spielten bei allen Verbrauchergruppen eine wichtige Rolle und kompensierten teilweise den negativen Einfluss der Medienberichterstattung. Zudem lieferte die Verknüpfung des Verbraucherverhaltens und der relevanten kognitiven Determinanten mit Ansätzen der Dissonanztheorie weitere wichtige Erkenntnisse über die psychologischen Hintergründe der unterschiedlichen Verbraucherreaktionen. Artikel (4) leistet somit einen zentralen Beitrag zur Beantwortung der beiden Forschungsfragen dieser Dissertation.

Insgesamt liefern die im Rahmen der Dissertation veröffentlichten Artikel zahlreiche wichtige Erkenntnisse bezüglich der Verbraucherheterogenität sowie der zentralen Determinanten für die heterogenen Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen und damit zur Beantwortung der aufgeführten Forschungsfragen. Die Ergebnisse haben speziell für die Politik und betroffene Unternehmen wichtige Implikationen für eine adäquate Ausgestaltung von Risikokommunikationsinstrumenten bei Lebensmittelskandalen. Es wird deutlich, dass nicht alle Verbraucher gleichermaßen durch den Dioxinskandal verunsichert wurden, sondern unterschiedliche Verbrauchertypen unterschiedliche Nachfragereaktionen gezeigt haben. Das aus dieser Dissertation resultierende bessere Verständnis der wesentlichen Ursachen von heterogenem Nachfrageverhalten ermöglicht eine auf die individuellen Verbraucherbedürfnisse abgestimmte Kommunikation von gesundheitlichen Risiken der betroffenen Produkte. Dadurch kann das Vertrauen in die zuständigen politischen Akteure und Institutionen gestärkt und die Effektivität der Risikokommunikation bei zukünftigen Lebensmittelskandalen erhöht werden. Dies kann zum einen potenzielle negative gesundheitliche Auswirkungen minimieren und zum anderen negative wirtschaftliche Folgen für die Lebensmittelwarenkette vermeiden.

## **2. Im Rahmen der Dissertation veröffentlichte Artikel**

### **2.1. Der Markt für Fleisch und Fleischprodukte**

Josef Efken, Oliver Krug, Jörg Rieger

*German Journal of Agricultural Economics* (2015), 64 (Supplement), 31–48.

## Der Markt für Fleisch und Fleischprodukte

Josef Efken, Oliver Krug und Jörg Rieger  
Thünen-Institut, Braunschweig

### 1 Einleitung

Das Jahr 2014 und die Perspektiven für das Jahr 2015 sind durch ein erhebliches Maß an Unsicherheit gekennzeichnet. Global setzte sich zwar die Steigerung der Fleischerzeugung fort, jedoch kam es zu erheblichen Verschiebungen, da Dürren, Seuchen und internationale Konflikte Produktions- und Handelsentwicklungen veränderten. Die Erzeugung pflanzlicher Rohstoffe verzeichnete günstige Resultate, sodass die derzeitige Futtermittellieferung im Weltmaßstab als gut zu bezeichnen ist. Im folgenden Beitrag wird ein Überblick über die internationalen und nationalen Fleischmärkte gegeben. Anschließend werden Analysen zur Entwicklung des Außenhandels und zu Marktfolgen von Lebensmittelskandalen vorgestellt.

### 2 Der Weltmarkt für Fleisch

Die Weltfleischerzeugung ist zwischen 2003 und 2013 gemäß den Daten des USDA um 24 % gewachsen (vgl. Tab. 1, USDA 2014a). Das USDA erfasst nicht alle Länder, schätzt jedoch bis auf Länderebene die zukünftige Entwicklung. Deswegen werden hier USDA-Daten im Gegensatz zu FAO-Daten genutzt. Zum Anstieg trug die Geflügelfleischerzeugung mit +40 %, die Schweinefleischerzeugung mit +20 % und die Rindfleischerzeugung mit +10 % bei. Regional hat sich die Fleischerzeugung deutlich ausdifferenziert: Während die klassischen Regionen Westeuropa und Nordamerika nur geringfügige Steigerungen verzeichneten, waren es vor allem Südamerika, Länder der ehemaligen Sowjetunion, das östliche Asien (v.a. China) und auf niedrigem Niveau auch afrikanische Länder, die zum Wachstum beitrugen. Insgesamt weisen die Daten darauf hin, dass sich die Fleischerzeugung regional gleichmäßiger über den Globus verteilt. Die Steigerungen in Asien (Indien ausgenommen), den Ländern der ehemaligen Sowjetunion und in Afrika dienten vornehmlich der Befriedigung der wachsenden eigenen Nachfrage. Sie reichten aber nicht aus. Vor allem Südamerika profitierte von diesem Trend und entwickelte sich zunehmend zum internationalen Fleischlieferanten. Der internationale Handel mit Fleisch hat entsprechend in dieser Dekade mit +40 %

wesentlich stärker zugenommen als die Erzeugung. Ein Ausgleich von Angebot und Nachfrage findet somit zunehmend international statt.

Gemäß USDA (+1,4 %, USDA-FAS, 2014) und FAO (+1,1 %, FAO-GIEWS, 2014) wuchs die Fleischerzeugung 2014 moderat. Die Aussichten für das Jahr 2015 werden laut USDA mit einem Produktionswachstum von 0,7 % verhalten sein. Insbesondere bei Rindfleisch wird es neben den USA Australien sein, das aufgrund der Dürrefolgen nach überdurchschnittlichen Schlachtmengen in 2014 im Folgejahr deutlich weniger Rinder schlachten wird (USDA, 2014b). Für die Geflügelfleischerzeugung (+1,5 %) und Schweinefleischerzeugung (+1,1 %) wird ein weiteres Wachstum erwartet. Die weltweit sehr guten Getreidernten bieten eine günstige Grundlage für sinkende Futtermittelkosten und unterstützen damit insbesondere die Geflügel- und Schweinefleischerzeugung. In der Schweinefleischerzeugung litten die USA und China unter dem Ausbruch der virösen Durchfallerkrankung PED, die bei Ferkeln überwiegend tödlich verläuft. In den USA sank die Erzeugung 2014 um gut 4 % gegenüber 2013. Für 2015 wird jedoch mit einer markanten Steigerung der Aufzucht und einer Ausdehnung der Exporte der USA gerechnet. Die Geflügelfleischerzeugung Chinas wurde durch das erneute Auftreten des auch für den Menschen gefährlichen Virus H7N9 gebremst. Mangelndes inländisches Verbrauchervertrauen führt dazu, dass China die Geflügelexporte ausdehnen wird.

Die Weltmärkte wurden insgesamt durch das ausgesprochene Importverbot Russlands gegenüber der EU, den USA und weiteren Ländern in Unruhe versetzt. Insgesamt profitierten südamerikanische Lieferanten, indem sie verstärkt nach Russland exportierten. Zugleich bemühten sich europäische Länder um Alternativen vor allem im asiatischen Raum und auch in Afrika.

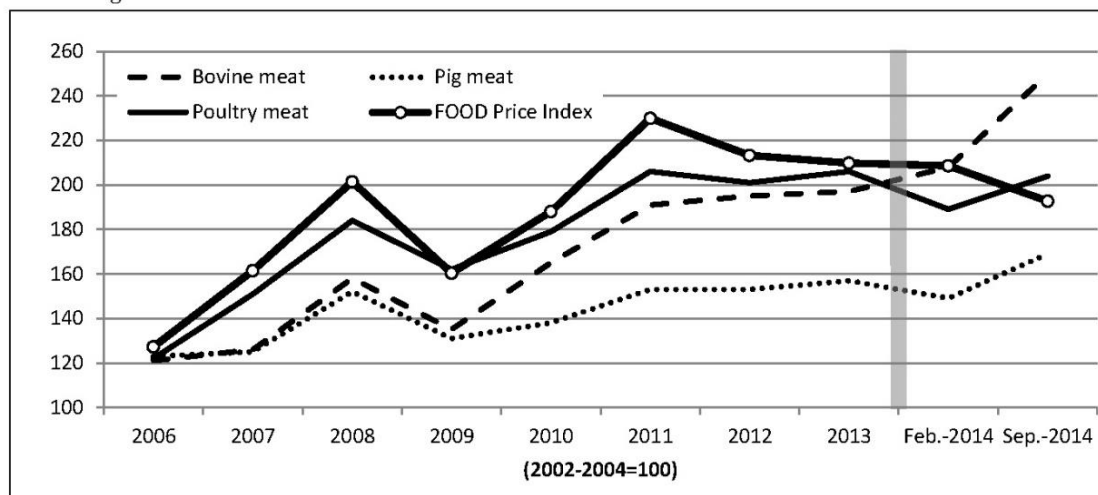
Der FAO Meat Price Index weist seit Frühjahr 2014 eine deutliche Steigerung aus. Alle Fleischarten verteuerten sich, wobei Rindfleisch am stärksten an Wert gewann (Abb. 1). Fleisch ist die einzige Nahrungsmittelkategorie, die verteuert auf den FAO Food Price Index wirkte; die Kosten für Getreiderzeugnisse, Gemüse, Milch und Zucker verringerten sich, sodass der Gesamtindex gegenüber 2013 sank.

Tabelle 1. Der Weltmarkt für Fleisch in Mio. t SG

Land	2003	2013	2014 v/s	2015 s	Δ 2003- 2013 (%)	Δ 2013- 2014 (%)	Δ 2014- 2015 (%)	2003	2013	2014 v/s	2015 s	Δ 2003- 2013 (%)	Δ 2013- 2014 (%)	Δ 2014- 2015 (%)
	<i>Erzeugung</i>				<b>Schweinefleisch</b>				<i>Verbrauch</i>					
Östl. Asien	46,0	58,6	60,0	60,7	27,4	2,4	1,2	47,3	61,2	62,7	63,8	29,3	2,5	1,8
EU	22,1	22,4	22,4	22,4	1,3	0,0	-0,2	21,2	20,3	20,3	20,2	-4,3	0,1	-0,4
12 L. der Ex-Sowjetu.	2,7	3,8	4,1	4,2	43,5	6,7	3,7	3,4	5,0	4,6	4,6	45,4	-7,1	-1,3
Nordamerika	11,8	13,6	13,4	14,0	15,3	-1,4	4,2	11,0	11,4	11,3	11,8	3,5	-1,1	4,3
Südamerika	3,5	4,9	4,9	5,1	40,4	0,7	4,1	2,9	4,3	4,4	4,5	51,8	1,1	2,1
Übrige Länder	4,0	5,5	5,6	5,4	36,7	1,9	-4,2	4,3	6,3	6,5	6,2	45,9	2,8	-4,2
WELT	<b>90,1</b>	<b>108,9</b>	<b>110,6</b>	<b>111,8</b>	<b>20,8</b>	<b>1,6</b>	<b>1,1</b>	<b>90,1</b>	<b>108,5</b>	<b>109,9</b>	<b>111,2</b>	<b>20,4</b>	<b>1,3</b>	<b>1,2</b>
	<i>Erzeugung</i>				<b>Geflügelfleisch</b>				<i>Verbrauch</i>					
Östl. Asien	12,1	15,9	15,6	15,6	31,4	-1,9	0,0	13,3	17,1	16,8	16,8	29,4	-2,0	0,2
Südost-Asien	4,4	6,1	6,3	6,5	40,6	2,7	3,9	3,9	6,0	6,2	6,4	53,2	2,8	4,0
EU	9,9	11,9	12,0	12,2	19,2	1,2	1,9	9,7	11,4	11,5	11,7	17,6	1,0	2,0
12 L. der Ex-Sowjetu.	1,0	4,7	5,0	5,2	374,1	6,3	4,9	2,4	5,3	5,3	5,5	123,3	1,1	2,4
Nordamerika	20,6	23,8	24,2	24,8	15,5	1,5	2,5	18,7	21,0	21,4	22,0	12,3	1,9	2,7
Südamerika	10,4	17,4	17,8	18,4	67,1	2,5	3,3	8,4	13,8	14,2	14,6	65,2	3,1	2,5
Afrika & Mittl.Osten*)	3,3	5,3	5,4	4,7	63,1	1,1	-13,1	4,6	8,2	8,2	7,5	79,1	-0,8	-7,9
Übrige Länder	2,4	4,8	5,1	5,2	96,6	6,5	2,2	2,7	5,2	5,5	5,5	94,6	5,6	1,3
WELT	<b>64,1</b>	<b>89,9</b>	<b>91,4</b>	<b>92,7</b>	<b>40,2</b>	<b>1,6</b>	<b>1,4</b>	<b>63,5</b>	<b>88,0</b>	<b>89,1</b>	<b>90,0</b>	<b>38,6</b>	<b>1,2</b>	<b>1,1</b>
	<i>Erzeugung</i>				<b>Rindfleisch</b>				<i>Verbrauch</i>					
Östl. Asien	6,1	7,6	7,4	7,2	23,6	-2,5	-2,1	7,6	9,6	9,8	9,8	26,4	1,8	0,1
Süd-Asien	2,9	5,4	5,8	6,0	86,4	6,4	3,5	2,5	3,6	3,9	4,0	45,7	7,1	2,5
Ozeanien	2,7	3,0	3,2	3,0	11,2	5,9	-5,2	0,9	0,9	0,9	0,9	3,9	-0,2	-5,7
EU	8,3	7,4	7,5	7,5	-10,9	1,2	0,0	8,6	7,5	7,6	7,6	-12,4	0,9	0,1
12 L. der Ex-Sowjetu.	3,4	3,1	3,2	3,1	-9,3	3,0	-0,6	3,9	3,9	3,8	3,1	-0,4	-3,0	-17,6
Afrika & Mittl.Osten*)	1,8	1,9	2,0	1,8	5,9	1,9	-7,3	2,5	3,0	3,2	3,1	22,7	5,9	-3,0
Nordamerika	15,2	14,6	13,9	13,6	-3,8	-4,6	-2,1	15,7	14,5	14,0	13,7	-7,9	-3,4	-2,2
Südamerika	12,3	15,1	15,4	15,8	22,7	1,9	2,4	10,8	13,0	13,0	13,1	20,8	0,3	0,8
Übrige Länder	1,0	1,3	1,3	1,3	33,5	0,2	-2,9	1,3	1,7	1,7	1,7	29,1	1,9	-2,3
WELT	<b>53,7</b>	<b>59,4</b>	<b>59,6</b>	<b>59,5</b>	<b>10,6</b>	<b>0,3</b>	<b>-0,2</b>	<b>53,7</b>	<b>57,7</b>	<b>57,8</b>	<b>56,9</b>	<b>7,5</b>	<b>0,2</b>	<b>-1,6</b>
	<i>Import</i>				<b>Schweinefleisch</b>				<i>Export</i>					
Östl. Asien	1,8	2,8	3,0	3,2	62,2	5,5	7,0	0,4	0,3	0,3	0,3	-42,5	12,4	8,9
EU	0,1	0,1	0,0	0,0	2,6	-85,0	-16,7	1,1	2,2	2,2	2,2	101,8	-3,8	2,3
12 L. der Ex-Sowjetu.	0,8	1,2	0,6	0,5	54,4	-54,1	-17,4	0,0	0,1	0,0	0,0	95,2	-64,6	31,0
Nordamerika	1,0	1,4	1,5	1,5	40,2	3,8	0,2	1,8	3,6	3,6	3,7	100,9	0,0	1,8
Südamerika	0,1	0,2	0,2	0,2	262,3	8,3	1,0	0,7	0,8	0,8	0,9	9,8	0,1	14,6
Übrige Länder	0,4	0,9	1,0	1,0	126,2	9,4	-3,8	0,1	0,1	0,1	0,1	22,5	6,1	1,0
WELT	<b>4,1</b>	<b>6,7</b>	<b>6,2</b>	<b>6,3</b>	<b>63,1</b>	<b>-6,3</b>	<b>1,2</b>	<b>4,2</b>	<b>7,0</b>	<b>6,9</b>	<b>7,2</b>	<b>69,0</b>	<b>-1,4</b>	<b>3,7</b>
	<i>Import</i>				<b>Geflügelfleisch</b>				<i>Export</i>					
Östl. Asien	1,5	1,7	1,7	1,7	9,4	1,8	0,9	0,4	0,5	0,5	0,5	17,3	2,2	4,0
Südost-Asien	0,2	0,4	0,4	0,5	134,6	10,5	8,8	0,5	0,5	0,6	0,6	3,6	4,2	5,0
EU	0,6	0,8	0,7	0,7	20,3	-2,5	-0,7	0,9	1,2	1,2	1,2	36,6	0,8	0,0
12 L. der Ex-Sowjetu.	1,4	0,9	0,7	0,6	-36,0	-22,0	-13,2	0,0	0,3	0,3	0,3	1004,0	13,0	7,4
Nordamerika	0,6	1,1	1,1	1,1	80,6	2,4	3,6	2,5	3,9	3,8	3,9	51,3	-0,4	1,4
Südamerika	0,0	0,5	0,5	0,6	1688,5	17,4	7,3	2,1	4,1	4,1	4,4	95,4	2,2	6,4
Afrika & Mittl.Osten*)	1,4	3,3	3,3	3,4	143,3	-2,2	3,3	0,1	0,5	0,5	0,6	769,2	11,3	9,9
Übrige Länder	0,2	0,4	0,4	0,4	76,1	-3,6	-7,1	0,0	0,0	0,1	0,1	123,8	17,0	16,4
WELT	<b>5,9</b>	<b>9,0</b>	<b>8,8</b>	<b>9,0</b>	<b>51,3</b>	<b>-1,4</b>	<b>1,3</b>	<b>6,5</b>	<b>10,9</b>	<b>11,1</b>	<b>11,6</b>	<b>67,0</b>	<b>1,9</b>	<b>4,0</b>
	<i>Import</i>				<b>Rindfleisch</b>				<i>Export</i>					
Östl. Asien	1,5	2,2	2,4	2,6	43,7	12,1	6,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,6	5,3
Süd-Asien	0,0	0,0	0,0	0,0	-	0,0	0,0	0,4	1,8	1,9	2,0	318,4	4,9	5,5
Ozeanien	0,0	0,0	0,0	0,0	38,9	20,0	0,0	1,8	2,1	2,3	2,2	18,6	10,5	-7,7
EU	0,5	0,4	0,4	0,4	-31,5	-4,3	-1,4	0,4	0,2	0,3	0,2	-44,4	4,5	-3,9
12 L. der Ex-Sowjetu.	0,8	1,1	0,9	0,9	37,5	-18,1	-2,7	0,3	0,3	0,3	0,3	-1,8	4,8	1,1
Afrika & Mittl.Osten*)	0,7	1,1	1,3	1,3	72,2	12,5	3,9	0,0	0,0	0,0	0,0	90,5	-2,5	0,0
Nordamerika	2,0	1,5	1,7	1,7	-24,4	12,0	0,4	1,6	1,7	1,7	1,7	6,8	3,0	-2,3
Südamerika	0,3	0,6	0,6	0,6	126,5	4,9	0,0	1,9	2,8	3,0	3,3	45,6	9,4	9,5
Übrige Länder	0,4	0,5	0,5	0,6	40,2	5,6	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	145,7	0,6	1,2
WELT*)	<b>6,2</b>	<b>7,4</b>	<b>7,9</b>	<b>8,0</b>	<b>20,1</b>	<b>5,9</b>	<b>2,2</b>	<b>6,5</b>	<b>9,1</b>	<b>9,8</b>	<b>9,9</b>	<b>40,0</b>	<b>7,1</b>	<b>1,7</b>
<b>Welt</b>	<i>Erzeugung (oben) Importe (unten)</i>							<i>Verbrauch (oben) Exporte (unten)</i>						
<b>Fleisch insg.</b>	<b>208,0</b>	<b>258,2</b>	<b>261,6</b>	<b>264,0</b>	<b>24,1</b>	<b>1,3</b>	<b>0,9</b>	<b>207,3</b>	<b>254,2</b>	<b>256,8</b>	<b>258,1</b>	<b>22,6</b>	<b>1,0</b>	<b>0,5</b>
<b>Fleisch insg.</b>	<b>16,2</b>	<b>23,1</b>	<b>23,0</b>	<b>23,3</b>	<b>42,3</b>	<b>-0,5</b>	<b>1,6</b>	<b>17,2</b>	<b>27,1</b>	<b>27,8</b>	<b>28,7</b>	<b>57,3</b>	<b>2,8</b>	<b>3,2</b>

Quelle: USDA-FAS (2014a), v: vorläufig; s: Schätzung; Zuordnung der Länder zu den Regionen siehe:  
<http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdRegions.aspx>; eigene Darstellung

Abbildung 1. FAO Meat and Food Price Index



Quelle: FAO (2014a, 2014b)

### 3 Der EU-Markt für Fleisch

#### 3.1 Aktuelle Entwicklungen auf dem Rindfleischmarkt

In der EU ist gemäß den ersten verfügbaren Daten der Mai/Juni-Zählung 2014 der Rinderbestand gegenüber dem Vorjahr um 1 % gestiegen (EU-KOMM, 2014a). Der Anstieg war durch die günstige Lage am Milchmarkt und das anstehende Auslaufen der Milchquotenregelung verursacht. Daraus resultiert eine Expansion der Milchkuhherde um insgesamt 1,7 % (+1,2 % in der Dezemberzählung). Die Mutterkuhherde sank erneut um 1 % gegenüber 2013. Gemäß den Daten der EU-Kommission sank von 2010 bis 2013 das Rindfleischaufkommen um knapp 9 % (EU-KOMM, 2014b). Geringere Bullenschlachtungen, aber fast über alle Mitgliedstaaten verringerte Färsen- und Kuhschlachtungen aufgrund der Bestandsaufstockungen waren die Ursache (EU-KOMM, 2014c). Im Jahr 2014 stiegen die Rinderschlachtungen geringfügig an, vornehmlich, weil Altkühe abgestoßen wurden. Sinkende Milchpreise und die Notwendigkeit der Leistungssteigerung durch die Remontierung mit verbesserten Genetiken sind hier als Ursache zu nennen. So wird erwartet, dass im Jahr 2014 um 1,5 % mehr Rindfleisch erzeugt wurde und 2015 die Erzeugung sogar um 2,6 % steigt (vgl. Tab. 2). Die Erzeugungssteigerung soll nahezu komplett vom gestiegenen eigenen Verbrauch aufgenommen werden.

Über das gesamte Jahr 2014 war das Preisniveau aller Kategorien geringer als im Vorjahr. Dies kündigte

sich schon Mitte 2013 mit einem Preisrückgang für Bullen und Schlachtkühe an. Das Preisniveau ist dennoch weiterhin oberhalb des Durchschnitts der Jahre 2007-2011 (EU-KOMM, 2014d). Bei derzeit niedrigen Futtermittelpreisen kann eine rentable Mast weiterhin gegeben sein.

Die Rindfleischexporte der EU sanken laut EU-Kommission von 624 000 t in 2011 auf 454 009 t in 2013 um 27 %. Zu beachten ist, dass die absoluten Mengen nicht annähernd mit den in der Bilanz ausgewiesenen Mengen übereinstimmen. Im Jahr 2014 werden wohl 20 % höhere Rindfleischexporte möglich sein. Insbesondere in Richtung China, Libanon und einigen afrikanischen Staaten gab es deutliche Steigerungen. Selbst nach Russland wurde um 40 % mehr Rindfleisch geliefert. Dies fand bis zum Importstopp im August statt. Zuvor hatten sich die Exporte vom Jahr 2011 bis 2013 halbiert (EU-KOMM, 2014d). Die Auswirkungen sind daher im Rindfleischbereich begrenzt, zumal der Zuchtierexport weiterhin möglich ist. Die Rindfleischimporte verharren 2014 auf Vorjahresniveau. Hauptlieferländer sind unverändert Brasilien, Uruguay, Argentinien, Australien, USA und Neuseeland. Damit weitet sich die Nettoexportposition auf 200 000 t aus.

#### 3.2 Aktuelle Entwicklungen auf dem Schweinefleischmarkt

Die Bestandszählung Mai/Juni 2014 der Schweine in 14 bedeutenden EU-Staaten (~90 % vom EU-Gesamtbestand) ergab eine Ausdehnung um 1,1 % ge-



genüber dem Vorjahr (-2,1 %; 2013 zu 2012) (EU-KOMM, 2014e). Bemerkenswert ist die Zunahme der Sauenbestände um insgesamt 0,8 %. Dazu trugen neben den europäischen ‚Ferkellieferanten‘ Dänemark und die Niederlande auch Spanien, Deutschland, Irland und Ungarn bei. Daher wird es wohl kaum zu Engpässen im Ferkelangebot kommen. Insofern kann bei dem derzeitigen großen Schlachtschweineangebot nicht von einer Angebotsentspannung ausgegangen werden. Das Schweinefleischangebot könnte sogar zunehmend im Export platziert werden, wenn der internationale Markt aufnahmefähig bleibt und der Euro tatsächlich an Wert verliert. Die EU-Kommission geht für das Jahr 2015 von einer Erzeugungssteigerung um 0,8 % und gleichzeitig von einem ebenfalls um 0,8 % steigenden Verbrauch aus. Sollte sich das gesunkene Erzeugerpreisniveau bei den Verbraucherpreisen bemerkbar machen, kann die Entwicklung eintreffen. Von Dezember 2013 auf Dezember 2014

sind die Schlachtschweinepreise um 21 % von 1,70 auf knapp 1,35 Euro/kg SG HdKl E gesunken (EU-KOMM, 2014f).

### 3.3 Aktuelle Entwicklungen auf dem Geflügelfleischmarkt

Die Geflügelfleischerzeugung in der EU bleibt auf einem Wachstumspfad. Während sich die Rind- und Kalbfleischerzeugung von 2004 nach 2014 um 10 % verringerte und die Schweinefleischerzeugung um 1,4 % stieg, expandierte die Geflügelfleischerzeugung um fast 19 %. Da der Verbrauch etwas geringer zunahm, stiegen die Drittlandexporte um mehr als 30 %. Die EU ist mit Exporten von knapp 1,3 Mio. t Geflügel eine der bedeutendsten Exportregionen. Der Verbrauch stieg in den vergangenen drei Jahren weniger stark und liegt pro Kopf aktuell bei 21,8 kg. Entsprechend lagen die Wachstumsraten der Produktion in den vergangenen zwei Jahren unter 2 %. Im Jahr

**Tabelle 2. Versorgungsbilanzen der EU-Fleischmärkte 2012-2015 [Tsd. t]; EU-28**

	2012	2013e	2014f	2015f	Diff. 2014 zu 2013	Diff. 2015 zu 2014
<b>Rind- und Kalbfleisch</b>						
Bruttoeigenerzeugung	7.867	7.498	7.632	7.830	1,8%	2,6%
Importe, lebend	0	0	0	0		
Exporte, lebend	159	109	131	137	20,2%	4,6%
Nettoerzeugung	7.708	7.389	7.501	7.693	1,5%	2,6%
Importe, Fleisch	275	304	299	298	-1,6%	-0,3%
Exporte, Fleisch	210	161	175	176	8,7%	0,6%
Verbrauch	7.773	7.532	7.625	7.814	1,2%	2,5%
Selbstversorgungsgrad [%]	101	100	100	100	0,0%	0,0%
<b>Schweinefleisch</b>						
Bruttoeigenerzeugung	22.554	22.387	22.274	22.446	-0,5%	0,8%
Importe, lebend	0	0	0	0		
Exporte, lebend	36	26	36	37	38,5%	2,8%
Nettoerzeugung	22.518	22.361	22.238	22.409	-0,6%	0,8%
Importe, Fleisch	19	16	17	17	6,3%	0,0%
Exporte, Fleisch	2.154	2.207	2.037	2.037	-7,7%	0,0%
Verbrauch	20.384	20.170	20.218	20.389	0,2%	0,8%
Selbstversorgungsgrad [%]	111	111	110	110	-0,9%	0,0%
<b>Geflügelfleisch</b>						
Bruttoeigenerzeugung	12.647	12.814	13.049	13.141	1,8%	0,7%
Importe, lebend	1	1	1	0	27,2%	-85,8%
Exporte, lebend	10	10	11	11	5,8%	0,9%
Nettoerzeugung	12.638	12.805	13.039	13.130	1,8%	0,7%
Import (1.000 t SG)	841	792	768	768	-3,0%	7,3%
Export (1.000 t SG)	1.313	1.300	1.281	1.281	-1,4%	13,9%
Verbrauch (1.000 t SG)	12.166	12.297	12.526	12.616	1,9%	0,7%
Selbstversorgungsgrad [%]	104	104	104	104	0,0%	0,0%

e – Schätzung, f – Prognose  
Quelle: EU-KOMM (2014b)

2013 wurden 12,8 Mio. t Geflügelfleisch produziert, 2014 schätzt die Kommission die Erzeugung auf etwa 13,0 Mio. t (EU-KOMM, 2014b und 2014c).

Die führenden Produktionsländer (>1 Mio. t) für Geflügelfleisch in der EU sind Frankreich, das Vereinigte Königreich, Polen, Deutschland, Spanien, Italien und die Niederlande. In dieser Ländergruppe sank die Erzeugung nur in Frankreich um 17 % zwischen 2000 und 2013. In den anderen Ländern wuchs sie im selben Zeitraum zwischen 10 % und 130 % (Polen) (EU-KOMM, 2014b).

## 4 Der deutsche Markt für Rind- und Schweinefleisch

### 4.1 Aktuelle Entwicklungen auf dem Rind- und Kalbfleischmarkt

In Deutschland werden gemäß der Zählung vom 3. November 2014 gut 12,7 Mio. Rinder gehalten. Damit steigt der Rinderbestand das zweite Jahr in Folge. Gegenüber dem Vorjahr sind es +0,4 % bzw. 56 000 Tiere (2012 auf 2013 +1,4 % bzw. 176 000 Rinder) (SBA, 2014a).

Letztendlich setzen sich die schon mit der Mai-zählung 2014 sichtbaren Entwicklungen fort: „Motor“ des Wachstums ist der Milchkuhbestand (+28 000 Kühe bzw. 0,7 %) und der „dazugehörige“ Kälberbestand (+27 000; +1,0 %). Der Milchkuhbestand ist das fünfte Jahr in Folge, d.h. seit 2009 gewachsen und zwar um 3 % bzw. 126 000 Milchkuhe. Daneben sind es die weiblichen Kategorien, die Zuwächse verbuchen, während der Bestand an männlichen Jungrindern (-2,5 %) und an Jungbullen (-1,9 %) gegenüber dem Vorjahr gesunken ist. Die unbefriedigende Preissituation kommt darin zum Ausdruck. In den norddeutschen Regionen haben Betriebe die Milchkuhherden aufgestockt, während in den süddeutschen, aber teilweise auch östlichen Bundesländern die Anzahl der Milchkuhe zurückging.

Auf betrieblicher Ebene verlangsamte sich der Strukturwandel. Im November 2014 gab es 3,9 % weniger Milchviehbetriebe (-3 100 Betriebe); ein etwas geringerer Rückgang als in den Vorjahren. Die Haltung von sonstigen Kühen wurde um 0,7 % (400 Betriebe) eingeschränkt. Durchaus überraschend ist die Entwicklung der Milchviehbetriebe, denn neben Baden-Württemberg ging die Zahl der Betriebe relativ am stärksten in Niedersachsen zurück: Sowohl in dem Bundesland mit dem stärksten Rückgang der Milchviehherde (BW) als auch in demjenigen mit der

stärksten Ausdehnung der Milchviehherde (Ni) ist der Strukturwandel in jüngster Zeit am größten. Offensichtlich spielen Regionsspezifika eine Rolle (Milchpreis, Anlieferungsboni, Flächenkonkurrenz und Pachtpreise, Tourismus, natürliche Gegebenheiten, ...).

Die durchschnittliche Herdengröße beträgt bundesweit aktuell 82 Rinder (+2,3 %), 56 Milchkuhe (+4,7 %) und 13 sonstige Kühe (+0,8 %). In den neuen Bundesländern werden durchschnittlich 183 Milchkuhe gehalten; in den alten Bundesländern sind es 49 Stück. Trotz der aufgezeigten regionalen Unterschiede besteht insgesamt ein Trend zum Größenwachstum und zur Aufgabe der Rinderhaltung bei kleineren Betrieben.

Im Jahr 2014 ist der Verbrauch an Rindfleisch voraussichtlich marginal um 0,5 % auf 12,9 kg/Kopf SG gesunken (vgl. Tab. 3). Das wäre dann das dritte Jahr in Folge mit einem Verbrauchsrückgang. Zum dritten Mal in Folge sanken 2014 auch die Fleischeinfuhren (SBA, 2014c). Der Fleischexport konnte 2014 um 2,2 % zulegen, nachdem der Export zuvor dreimal recht deutlich sank. Der geringere Export und Import beruhte auf der rückläufigen heimischen Rindfleisch-erzeugung und dem eher moderaten Verbrauchseinschränkungen. Der SVG lag 2013 bei 108 % und wird 2014 voraussichtlich auf 110 % gestiegen sein. Grund ist das um 1,2 % von 1 117 000 t SG auf 1 130 000 t SG gewachsene Schlachtaufkommen. Im zweiten Halbjahr 2013 und ersten Halbjahr 2014 wurden deutlich mehr Bullen geschlachtet. Ferner stieg nach mehreren Jahren rückläufiger Kuhschlachtungen auch die Andienung von Altkühen in 2014 (+1,6 % 1. Hj. 2014 und +5,1 % 2. Hj. 2014 gegenüber 2013) (SBA, 2014b). Es wurden im Jahr 2014 gut 320 000 Kälber geschlachtet. Das waren etwa so viele wie im Vorjahr. Dagegen deuten die bisherigen Außenhandelszahlen darauf hin, dass erneut um 7 % mehr Kälber exportiert wurden, d.h. 612 000 gegenüber 572 000 in 2013 und 535 000 in 2012. Männliche Kälber milchbetonter Rassen werden immer weniger zu Bullen gemästet, sondern vornehmlich in Richtung spezialisierte Kälbermastbetriebe in den Niederlanden exportiert. Der Abgabepreis liegt unter 100 Euro/Tier. Damit wird der Rindfleischmarkt entlastet.

Der Färsenexport hat sich erholt und mit +18 % von 62 000 auf 73 000 exportierten Tieren positiv abgeschlossen. Von Marktbeteiligten wurde von reger Nachfrage seitens russischer Einkäufer gesprochen. Russland bemüht sich weiter, die Milcherzeugung im eigenen Land zu erhöhen. Dabei spielen hochwertige Zuchttiere eine gewichtige Rolle.

**Tabelle 3. Rindfleischversorgungsbilanz Deutschlands [Tsd. t]**

Merkmal	1991	2001	2011	2012		2013		2014		2015	
					d (%)		d (%)	v/s	d (%)	S	d (%)
<b>Bilanzpositionen:</b>											
Bruttoeigenerzeugung	2.273,1	1.403	1.194	1.163	-2,6	1.134	-2,5	1.158	2,1	1.161	0,2
Einfuhr, lebend	25,3	12	28	23	-18,2	23	-0,2	21	-9,5	17	-20,8
Ausfuhr, lebend	164,0	54	52	40	-22,9	41	2,1	49	20,3	52	5,6
Nettoerzeugung	2.134,4	1.361	1.170	1.146	-2,1	1.117	-2,6	1.130	1,2	1.125	-0,4
Einfuhr, Fleisch	396,4	177	449	408	-9,1	403	-1,1	395	-1,9	385	-2,6
Ausfuhr, Fleisch	956,3	653	544	488	-10,4	465	-4,7	475	2,2	460	-3,2
Endbestand	126,7	67	0	0		0		0		0	
Verbrauch insgesamt	1.645,1	818	1.075	1.066	-0,8	1.055	-1,1	1.050	-0,5	1.050	0,1
dgl. kg je Ew.	20,6	9,9	13,4	13,2	-1,0	13,1	-1,4	12,9	-0,9	12,9	-0,2
darunter Verzehr 1)	1.131,2	561	737	731	-0,8	724	-1,1	720	-0,5	721	0,1
dgl. kg je Ew.	14,1	6,8	9,2	9,1	-1,0	9,0	-1,4	8,9	-0,9	8,9	-0,2
SVG (%)	138,2	171	111	109	-2,0	108	-1,6	110	2,8	110	0,2
<b>Preise:</b> (Euro je kg)								(11 Monate)			
Erzeugerpreis 2)	2,71	1,76	3,10	3,47	12,2	3,42	-1,6	3,22	-5,9		
Verbraucherpreis 3)	5,64	6,12	7,28	7,78	6,9	8,13	4,5	8,12	-0,1		
Marktspanne	2,56	3,97	3,71	3,80	2,5	4,18	10,0	4,37	4,6		
<b>Bevölkerung</b> (Mill. Ew.)	79,9510	82,335	80,328	80,524	0,2	80,767	0,3	81,100	0,4	81,343	0,3

Differenzen in den Summen durch Rundungen. - v = vorläufig. - S = Schätzung. - d (%) = jährliche Veränderungsrate, anhand nicht gerundeter Ausgangsdaten berechnet, ebenso Selbstversorgungsgrad (SVG) und Pro-Kopf-Verbrauch. - Ew. = Einwohner. - Ab 2006 auf Zensus 2010 beruhend, daher Bruch in der Zeitreihe - 1) Menschlicher Verzehr = Nahrungsverbrauch, ohne Knochen, (Heimtier-)futter, Verluste. 2) Euro je kg SG, warm, ohne MwSt, alle Klassen. -3) Verbraucherpreis: Erhebung zum Preisindex für die Lebenshaltung (Basis: 2010 = 100).

Quelle: BLE (2015), BMEL (2015), AMI (2015a), Berechnungen des Thünen-Institut für Marktanalyse (2015), SBA (2014b)

Für das Jahr 2015 wird von geringeren Bullenschlachtungen ausgegangen, was die kleineren Novemberbestände männlicher Jungtiere und Rinder untermauert. Zudem wird nochmals mit etwas erhöhten Kuh Schlachtungen gerechnet, da der Remontierungsbedarf vor allem bei wachstumswilligen Betrieben noch nicht gedeckt ist und weiter kleinere Betriebe aufgeben. Insgesamt verbergen sich hinter dem Quotenende und der drohenden Superabgabe erhebliche Risiken hinsichtlich der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung. Sollte der Kälber- und Färsenexport sich ähnlich weiterentwickeln, resultiert in der Summe daraus ein für das Jahr 2015 um 0,4 % geringeres Rindfleischaufkommen (v.a. wegen der niedrigeren Bullenschlachtungen). Unter der Annahme leicht zurückgehender Rindfleischim- wie -exporte (2-3 %) bleibt der Verbrauch im Jahr 2015 mit 12,9 kg/Kopf konstant. Die nachfolgende Abbildung 2 stellt die wichtigsten Komponenten der Rindfleischbilanz grafisch dar. Bemerkenswert ist die große Übereinstimmung von Schlachtmenge und BEE. Sie beruht auf dem ausgeglichenen Außenhandelssaldo mit lebenden Tieren in t SG. Weiterhin liegen Verbrauch und Fleischaufkommen beim Rind- und Kalbfleisch nahe beieinander. Entsprechend besteht kaum

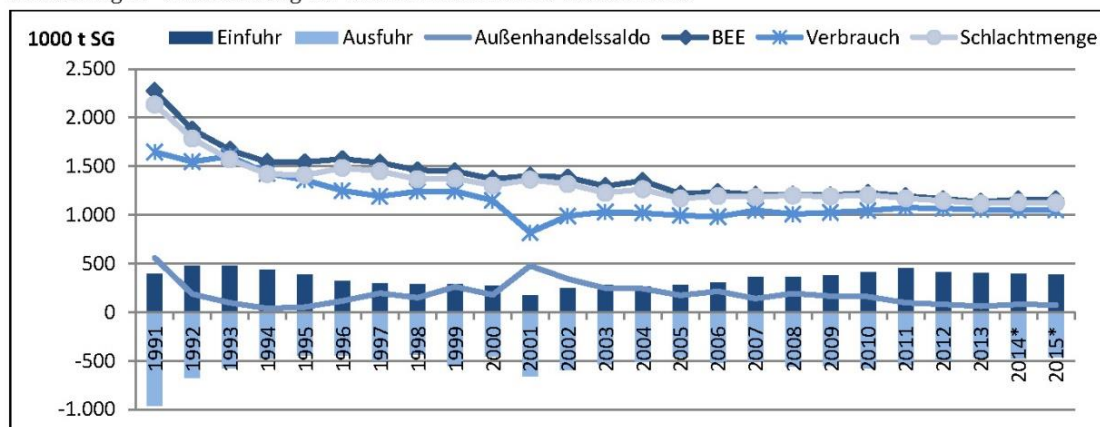
noch ein Außenhandelsüberschuss bei Rind- und Kalbfleisch.

#### 4.2 Aktuelle Entwicklungen auf dem Schweinefleischmarkt

Gemäß dem vorläufigen Ergebnis der Zählung vom 3. November 2014 ist der Schweinebestand um 0,4 % bzw. 100 000 Tiere auf 28,23 Mio. Schweine gegenüber dem Vorjahr gewachsen (SBA, 2014a). Im Gegensatz zur Maizählung, die erstmals seit sieben Jahren eine Erhöhung des Sauenbestandes auswies, sank der Bestand von November 2013 bis November 2014 leicht um 0,3 % (-6 800 Tiere). Genauso marginal sank der Mastschweinebestand gegenüber dem Vorjahr um 0,3 %; in der Summe also eher konstante Schweinebestände.

Der Strukturwandel hat sich momentan verlangsamt (-4 % schweinehaltende Betriebe 2014 gegenüber 2013). Jüngste Preisentwicklungen, aber auch Tierangebotszahlen machen deutlich, dass weiterhin ein starker Angebots- und damit Preis- wie auch Kostendruck herrschen wird. Unter diesen Umständen ist mit einem fortgesetzten Strukturwandel zu rechnen. Dies wird auch an der Zunahme der Durchschnittsbestände ersichtlich: Deutschlandweit werden z.Z.

Abbildung 2. Entwicklung der Rindfleischbilanz in Deutschland



Quelle: Berechnungen Thünen-Institut für Marktanalyse (2015)

durchschnittlich 542 Mastschweine je Betrieb (ABL = 505 und NBL = 1 561) und 202 Zuchtschweine je Betrieb (ABL = 160 und NBL = 934) gehalten. Der durchschnittliche Zuchtsauenbestand in den NBL ist beinahe doppelt so groß wie der durchschnittliche Mastschweinebestand in den ABL. Daran ist ersichtlich, dass die Ferkelerzeugung von wenigen Betrieben ausreicht, um eine ganze Region mit Ferkeln zur Mast zu versorgen. Da hier insbesondere Kostendegressionseffekte wirksam sind, ist es sehr wahrscheinlich,

dass in Zukunft die Ferkelerzeugung entweder in geschlossenen Systemen oder in großen Betrieben erfolgen wird. In Deutschland gaben 35 % der Betriebe die Haltung von Zuchtschweinen seit Mai 2010 auf. Der Rückgang war in den westlichen Bundesländern stärker als in den NBL. Hier wurden zudem die Zuchtsauenbestände aufgestockt.

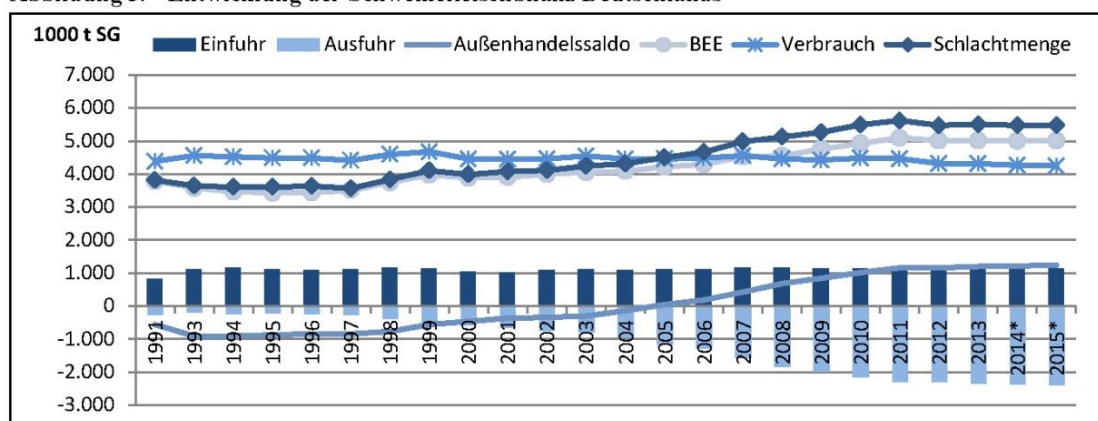
Der Mastschweinebestand stieg bundesweit seit Mai 2010 um 10 %. Überdurchschnittlich in den Hochburgen Nordrhein-Westfalen und Niedersachsen.

Tabelle 4. Schweinefleischversorgungsbilanz Deutschlands [Tsd. t]

Merkmal	1991	2001	2011	2012		2013		2014		2015	
					d (%)		d (%)	v/s	d (%)	S	d (%)
<b>Bilanzpositionen:</b>											
Bruttoeigenerzeugung	3.786	3.903	5.095	5.011	-1,6	5.012	0,0	5.001	-0,2	5.012	0,2
Einfuhr, lebend	91	223	652	631	-3,2	665	5,4	634	-4,7	634	0,1
Ausfuhr, lebend	65	52	131	168	28,4	171	1,7	157	-7,8	164	4,3
Nettoerzeugung	3.813	4.074	5.616	5474	-2,5	5507	0,6	5478	-0,5	5482	0,1
Einfuhr, Fleisch	822	1.015	1.149	1.151	0,2	1.152	0,1	1.150	-0,1	1.150	0,0
Ausfuhr, Fleisch	254	643	2.301	2.306	0,2	2.347	1,8	2.365	0,8	2.389	1,0
Verbrauch insgesamt *)	4.384	4.446	4.464	4.319	-3,2	4.312	-0,2	4.263	-1,1	4.243	-0,5
dgl. kg je Ew.	54,8	54,0	55,6	53,6	-3,5	53,4	-0,5	52,6	-1,5	52,2	-0,8
darunter Verzehr 1)	3.165	3.206	3.218	3.114	-3,2	3.109	-0,2	3.074	-1,1	3.059	-0,5
dgl. kg je Ew.	39,6	38,9	40,1	38,7	-3,5	38,5	-0,5	37,9	-1,5	37,6	-0,8
Diff. zum Vorjahr in %		0									
SVG (%)	86,4	87,8	114,1	116,0	1,6	116,2	0,2	117,3	0,9	118,1	0,7
<b>Preise:</b> (Euro je kg):								(11 Monate)			
Erzeugerpreis 2)	1,69	1,63	1,50	1,71	13,5	1,70	-0,1	1,57	-7,8		
Verbraucherpreis 3)	3,34	4,00	4,38	4,60	5,0	4,73	2,9	4,74	0,1		
Marktspanne 4)	1,44	2,11	2,59	2,59	0,1	2,72	4,8	2,85	5,1		
<b>Bevölkerung</b> (Mill. Ew.)	79,951	82,335	80,328	80,524	0,2	80,767	0,3	81,100	0,4	81,343	0,3

Differenzen in den Summen durch Rundungen. - v = vorläufig. - s = Schätzung. - d (%) = jährliche Veränderungsrate, anhand nicht gerundeter Ausgangsdaten berechnet, ebenso Selbstversorgungsgrad (SVG) und Pro-Kopf-Verbrauch. - Ew. = Einwohner. Ab 2006 auf Zensus 2010 beruhend, daher Bruch in der Zeitreihe - \*) = Verbrauch 2007 abzüglich und 2008 zuzüglich 13.000 t Fleischmenge durch bezuschusste PLH 1) Menschlicher Verzehr = Nahrungsverbrauch, ohne Knochen, (Heimtier-)futter, Verluste. - 2) Euro je kg SG, warm, ohne MwSt, alle Klassen. - 3) Verbraucherpreis: Erhebung zum Preisindex für die Lebenshaltung (Basis: 2010 = 100). -  
Quelle: BLE (2015), BMEL (2015), AMI (2015a), Berechnungen des Thünen-Institut für Marktanalyse (2015), SBA (2014b)

Abbildung 3. Entwicklung der Schweinefleischbilanz Deutschlands



Quelle: Berechnungen Thünen-Institut für Marktanalyse (2015)

Die Anzahl Betriebe mit Mastschweinen sank bundesweit um 20 %, überdurchschnittlich in den südlichen Bundesländern.

Seit 2010 ist die Einfuhr von Mastschweinen stagnierend bis rückläufig. Ferkel werden dagegen kontinuierlich mehr eingeführt. Damit ist trotz problematischer Situation der einheimischen Ferkelerzeugung eine ausreichende Verfügbarkeit an Ferkeln sichergestellt, da Dänemark und die Niederlande die Nachfrage jederzeit decken können (SBA, 2014c).

Im Jahr 2014 ist der Verbrauch erneut gesunken (-1,1 %). Pro Kopf sind es wegen des Bevölkerungszuwachses (positives Wanderungssaldo) -1,5 % (vgl. Tab. 4). Der SVG liegt 2014 bei 117 %, Tendenz steigend. Damit bleibt die Notwendigkeit zum Export unvermindert bestehen. Bei den Schweineschlachtungen (~5,5 Mio. t SG) kam es zu einem leichten Rückgang um 0,4 % gegenüber 2013. Durch hohe Lebendexporte sank die BEE um nur 0,2 %. Nach anfänglich rückläufigen Schlachtungen nahm die Schlachtmenge seit dem Spätsommer deutlich zu. Diese enormen Angebotsmengen führten zu einem Preisverfall von 1,60 Euro/kg SG im ersten Halbjahr 2014 auf nunmehr 1,30 Euro/kg SG, Handelsklasse E (BMEL, 2014). Hohe Ferkelpreise in den ersten Monaten des Jahres 2014 deuteten auf entsprechend hohe Nachfrage hin, sodass ein hohes Mastschweineangebot in der zweiten Jahreshälfte die Folge war. Letztendlich haben die Einzelentscheidungen der Mäster die Entwicklung bewirkt. Hier können die externen Einflüsse (vor allem das fehlende Russlandgeschäft) nur bedingt als Einflussfaktor genutzt werden. In Deutschland wurden somit 2014 voraussichtlich 58,5 Mio. Schweine geschlachtet, 15,7 Mio. Schweine importiert, 3,45 Mio.

Schweine exportiert, sodass daraus eine BEE von 46,2 Mio. Schweinen resultiert (-0,4 %). Ein gutes Viertel der Schlachtschweine wurde als Ferkel nicht in Deutschland geboren

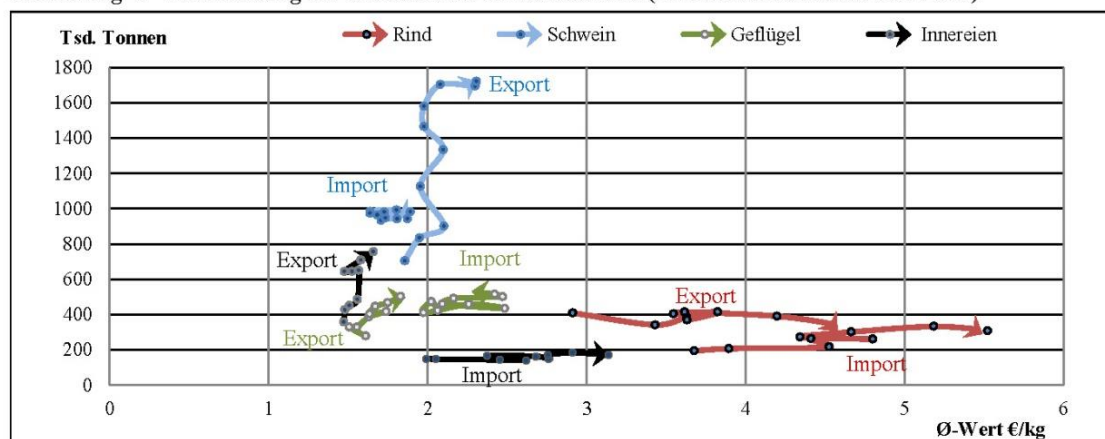
In der nachfolgenden Abbildung 3 sind die Komponenten der Fleischbilanz grafisch dargestellt. Die Differenz zwischen Schlachtmenge und Verbrauch „muss“ exportiert werden; sie entspricht dem Außenhandelssaldo.

## 5 Analyse zum deutschen Außenhandel mit Schweinefleisch

Deutschland zählt sowohl beim Import als auch beim Export von Fleisch und Fleischwaren zu den bedeutendsten Handelsnationen in Europa, aber auch weltweit. Nachdem die deutsche Fleischwirtschaft viele Jahre hauptsächlich als Importeur von Schweine- und Geflügelfleisch in der EU dominierte, hat diese ihre Marktstellung in den vergangenen 10 Jahren auch beim Export von Fleisch- und Fleischprodukten zunehmend gefestigt. Insbesondere die Schweine- und Geflügelfleischerzeugung sowie die wachsenden Mengen nicht im Inland nachgefragter Innereien und Nebenerzeugnisse haben zu den wachsenden Exportraten Deutschlands beigetragen. Rindfleischerzeugung und Exporte hingegen waren eher rückläufig.

Obwohl umfangreiche Ergebnisse für die gesamte deutsche Fleischwirtschaft vorliegen, fokussiert sich der vorliegende Abschnitt exemplarisch auf die für den deutschen Fleischaußenhandel mengenmäßig derzeit bedeutsamste Produktgruppe Schwein. In einer zusammenfassenden Außenhandelsanalyse sollen ak-

Abbildung 4. Entwicklung der Fleischarten in Deutschland (Durchschnittswerte 2004-2013)



Quelle: eigene Berechnungen; Daten von EUROSTAT COMEXT TRADE DATABASE (2014)

tuelle Entwicklungen und Trends im Handel mit deutschem Schweinefleisch aufgezeigt werden.

Einen besonderen Hinweis auf die Entwicklung der Schweinefleischbranche im Vergleich zu den restlichen Fleischarten liefert die Betrachtung der jährlichen Export- und Importwerte. Abbildung 4 vergleicht die Handelsströme der betrachteten Fleischarten in Deutschland, wobei sich jede Linie aus zehn Unterpunkten zusammensetzt, welche für den jeweiligen Export- bzw. Importwert eines Jahres von 2004 bis 2013 stehen.

Auffällig innerhalb des letzten Jahrzehnts ist die enorme Steigerung der Schweinefleischexporte von

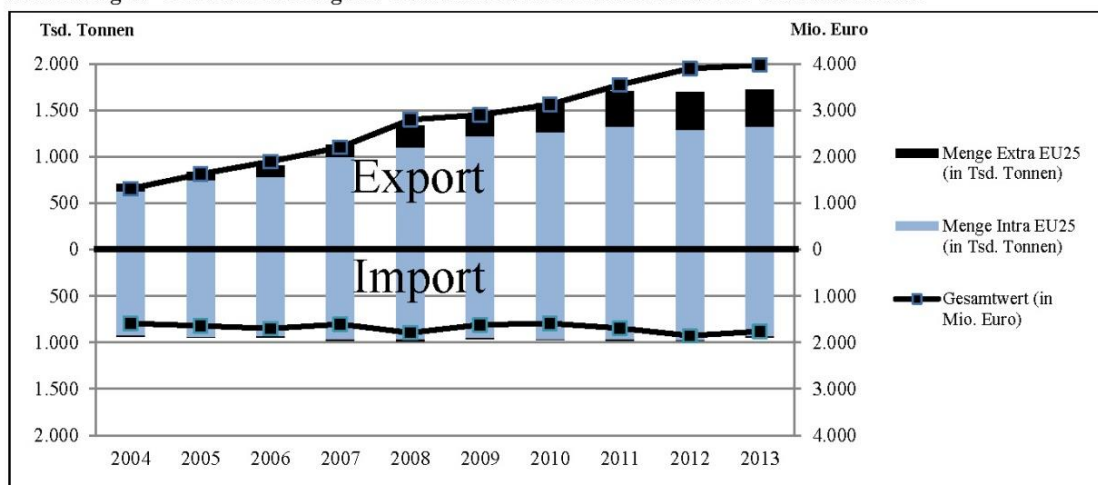
0,7 auf 1,7 Mio. Tonnen bei einem annähernd gleichbleibenden Exportwert von rund 2 €/kg. Damit einhergehend fand im selben Zeitraum ebenfalls eine Exportsteigerung von Innereien und Schlachtnebenerzeugnissen statt, die sich durch den großen Anteil an Nebenprodukten vom Schwein in dieser Kategorie erklären lässt. Der Wert der Schweinefleischimporte bewegte sich hingegen auf einem konstanten Niveau. Beim Rindfleischhandel sowie beim Import von Innereien und Schlachtnebenerzeugnissen lässt sich eine gegensätzliche Entwicklung erkennen. Hier kam es zu einer kontinuierlichen Steigerung der Export- bzw. Importwerte bei geringen Schwankungen in der Men-

Tabelle 5. Weltrangliste der Export- und Importländer von Schweinefleisch im Zeitvergleich

	Ø 2004-2006			Ø 2011-2013		
	Rangliste	Menge (Tsd. Tonnen)	Anteil am Welthandel	Rangliste	Menge (Tsd. Tonnen)	Anteil am Welthandel
EXPORT	1. Dänemark	1,175	16%	1. Deutschland	1,700	17%
	2. USA	798	11%	2. USA	1,562	15%
	3. Deutschland	786	10%	3. Dänemark	1,135	11%
	4. Kanada	741	10%	4. Spanien	1,008	10%
	5. Niederlande	678	9%	5. Kanada	892	9%
	EU-25	<b>4,946</b>	<b>65%</b>	EU-25	<b>6,751</b>	<b>67%</b>
WELT	<b>7,560</b>	<b>100%</b>	WELT	<b>10,127</b>	<b>100%</b>	
IMPORT	1. Deutschland	910	13%	1. Deutschland	960	10%
	2. Italien	865	12%	2. Italien	947	10%
	3. Japan	821	11%	3. Japan	770	8%
	4. Russland	548	8%	4. Russland	674	7%
	5. Großbritannien	427	6%	5. Polen	579	6%
	EU-25	<b>3,854</b>	<b>54%</b>	EU-25	<b>4,726</b>	<b>50%</b>
WELT	<b>7,149</b>	<b>100%</b>	WELT	<b>9,396</b>	<b>100%</b>	

Quelle: eigene Berechnungen; Daten von UN COMTRADE (2014)

Abbildung 5. Die Entwicklung der deutschen Außenhandelsbilanz für Schweinefleisch



Quelle: eigene Berechnungen; Daten von EUROSTAT COMEXT TRADE DATABASE (2014)

ge. Die Rindfleischimporte lagen im Jahr 2013 mit einem durchschnittlichen Importwert von 5,49 €/kg rund 1 € höher als die Exporte mit 4,58 €/kg.

Aufgrund des gesättigten Schweinefleischmarktes in Deutschland und des eher stagnierenden Verbrauchs am heimischen Markt fokussiert sich die Branche zunehmend auf den Export. Innerhalb von zehn Jahren steigerte Deutschland den Anteil am Welthandel auf 17 % und steht somit aktuell auf Rangplatz 1 der Exportländer von Schweinefleisch (siehe Tab. 5). Auch bei den Einfuhren hält Deutschland stabil seine Position als größter Importeur mit einem derzeitigen Marktanteil von 10 %, dicht gefolgt von Italien.

Die Außenhandelsbilanz in Abbildung 5 verdeutlicht den Anstieg der Exportmenge um fast 1 Mio. Tonnen innerhalb von zehn Jahren.

Der Exportwert für Schweinefleisch hat sich im selben Zeitraum von 1,3 auf fast 4 Mrd. Euro verdreifacht. Der Handel mit Drittländern ist im Jahr 2013 mit einem Anteil von etwa 23 % im Vergleich zum geringen außereuropäischen Handel im Rindfleischsektor eher hoch, wobei der Export in den europäischen Binnenmarkt klar dominiert. Die Entwicklung der Importstruktur verlief relativ konstant und ohne größere Schwankungen. Deutschland importiert jährlich ca. 1 Mio. Tonnen Schweinefleisch bei gleichbleibendem Importwert. Annähernd 100 % davon werden von EU-Mitgliedern bezogen, Drittländer spielen bei den Einfuhren so gut wie keine Rolle.

Im Folgenden werden ausgewählte Hintergrundinformationen der drei wichtigsten Warengrup-

pen<sup>1</sup> im Schweinefleischsegment für die Jahresdurchschnitte 2004/06 sowie 2011/13 verglichen. Tabelle 6 spezifiziert neben den Handelsanteilen der Untergruppe sowie der Anzahl der Handelspartner auch die Entwicklungen der Top-3-Handelspartner im Zeitverlauf sowie den Gini-Koeffizient und die Konzentrationsraten. Der Gini-Koeffizient gibt die Ungleichverteilung mit Werten zwischen 0 bei gleichmäßiger Verteilung und 1 bei maximaler Ungleichverteilung an. Folglich lässt sich aus der Höhe des Gini-Index schließen, inwieweit sich die Exporte bzw. Importe der jeweiligen Produktgruppe auf die verschiedenen Handelspartner verteilen. Die Konzentrationsrate spezifiziert den Marktanteil der Handelspartner des relevanten Marktes nach Bedeutung (im Sinne von Handelsanteil) eines Landes (CR1) sowie der drei bzw. zehn größten Länder (CR3 bzw. CR10).<sup>2</sup>

Die Top-3-Warengruppen deckten im Jahresdurchschnitt 2011/13 ca. 84 % der Gesamtexporte ab (siehe Tab. 6). Im Vergleich zu 2004/06 erhöhte sich

<sup>1</sup> Bewertet nach der 6-stelligen HS-Codenummer, wobei die Stelle 1 bis 4 die Position der Nomenklatur des Harmonisierten Systems (HS) angibt und die Stelle 5 bis 8 die Unterposition des HS und somit die hier untersuchten Warengruppen.

<sup>2</sup> Das Bundeskartellamt spricht bei Unternehmen von einer „marktbeherrschenden Stellung“ bei einem Wert von CR1 von mehr als einem Drittel, bei einem Wert von CR3 von mehr als 50 % oder bei einem Wert von CR5 von mehr als zwei Drittel (§19 Abs. 3 GWB). Diese Interpretation lässt sich hier nur tendenziell auf den Außenhandel übertragen, da bspw. keine inländischen Absatzmärkte Berücksichtigung finden.

**Tabelle 6. Deutschlands Top-3-Warengruppen und Handelspartner beim Schweinefleischhandel**

	Schweinefleisch	Ø 2004-2006				Ø 2011-2013			
		Top 3 Warengruppen (HS-Code) und übrige	Handelsanteil	Anzahl Handelspartner (Länder)	Top 3 Handelspartner	Gini-Koeffizient / Konzentrationsrate	Handelsanteil	Anzahl Handelspartner (Länder)	Top 3 Handelspartner
EXPORT	020319 - frisch oder gekühlt (ausg. ganze oder halbe Tierkörper sowie Schinken oder Schultern und Teile davon, mit Knochen)	41%	34	1. Niederlande 2. Italien 3. Österreich	<u>GINI 0,78</u> CR1 24 % CR3 52 % CR10 90 %	41%	56	1. Niederlande 2. Polen 3. Italien	<u>GINI 0,82</u> CR1 17 % CR3 43 % CR10 90 %
	020329 - gefroren (ausg. ganze oder halbe Tierkörper sowie Schinken oder Schultern und Teile davon, mit Knochen)	16%	73	1. Rumänien 2. Russland 3. Niederlande	<u>GINI 0,81</u> CR1 18 % CR3 41 % CR10 75 %	28%	86	1. Russland 2. Südkorea 3. China	<u>GINI 0,80</u> CR1 19 % CR3 34 % CR10 67 %
	020312 - Schinken oder Schultern und Teile davon, mit Knochen, frisch oder gekühlt	23%	29	1. Italien 2. Niederlande 3. Polen	<u>GINI 0,91</u> CR1 72 % CR3 83 % CR10 97 %	15%	35	1. Italien 2. Tschechien 3. Polen	<u>GINI 0,91</u> CR1 64 % CR3 80 % CR10 96 %
	Übrige Warengruppen / statistische Asymmetrie	19%				16%			
IMPORT	020311 - Tierkörper oder halbe Tierkörper, frisch oder gekühlt	35%	16	1. Belgien 2. Dänemark 3. Großbritannien	<u>GINI 0,79</u> CR1 50 % CR3 77 % CR10 99 %	43%	18	1. Belgien 2. Dänemark 3. Großbritannien	<u>GINI 0,83</u> CR1 51 % CR3 79 % CR10 100 %
	020319 - frisch oder gekühlt (ausg. ganze oder halbe Tierkörper sowie Schinken oder Schultern und Teile davon, mit Knochen)	36%	21	1. Dänemark 2. Belgien 3. Niederlande	<u>GINI 0,88</u> CR1 45 % CR3 85 % CR10 99 %	32%	21	1. Dänemark 2. Belgien 3. Niederlande	<u>GINI 0,89</u> CR1 58 % CR3 84 % CR10 100 %
	020312 - Schinken oder Schultern und Teile davon, mit Knochen, frisch oder gekühlt	21%	15	1. Niederlande 2. Belgien 3. Dänemark	<u>GINI 0,84</u> CR1 39 % CR3 90 % CR10 100 %	19%	15	1. Dänemark 2. Belgien 3. Niederlande	<u>GINI 0,84</u> CR1 37 % CR3 92 % CR10 100 %
	Übrige Warengruppen / statistische Asymmetrie	8%				5%			

Quelle: eigene Berechnungen; Daten von EUROSTAT COMEXT TRADE DATABASE (2014)

die Anzahl der Bestimmungsorte um bis zu 22 Länder. Beim deutschen Export von Schweinefleisch wird sehr deutlich, dass jede einzelne Warengruppe spezifische Märkte innerhalb und außerhalb der EU bedient. Die derzeit wichtigsten Exportdestinationen innerhalb des europäischen Binnenmarktes sind die Niederlande, Polen, Tschechien und Italien, in das vor allem Schinken für die italienische Spezialitätenproduktion exportiert wird. Insbesondere gefrorenes Schweinefleisch wird jedoch auch nach Russland, Südkorea und China exportiert. Für Deutschland werden die fernöstlichen Märkte zunehmend interessanter, da diese auch Schweineteile wie Ohren, Schwänze und Füße verarbeiten, welche in der EU nicht nachgefragt werden. Der Gini-Koeffizient sowie die Konzentrationsrate weisen im Zeitvergleich nur geringfügige Schwankungen auf.

Tendenziell lässt sich die verstärkte Bedeutung einiger weniger Märkte feststellen (Konzentrationsrate CR10 liegt meist über 90 %) sowie ein tendenziell hohes Maß an ungleicher Verteilung von Handelspartnern (Gini-Index in der Regel zwischen 0,8 und 0,9).

Beim Import hatten die drei wichtigsten Warengruppen während des vergangenen Jahrzehnts stets einen Anteil am Handelsvolumen von über 90 %. Die Anzahl der Herkunftsländer ist im Zeitverlauf trotz insgesamt zunehmender Ungleichheit relativ konstant geblieben. Zu den wichtigsten Bezugsquellen der deutschen Schweinefleischimporte im Zeitraum 2011/13 zählten Belgien, Dänemark, Großbritannien und die Niederlande. Beinahe der gesamte Importbedarf Deutschlands wird von zehn Ländern (CR10) abgedeckt.



Abschließend untergliedert Abbildung 6 die Exportgruppe *frisches oder gekühltes Schweinefleisch*, welche mit 41 % derzeit den größten Handelsanteil ausmacht (siehe Tab. 2), in ihre zugehörigen Untergruppen. Eine deutliche Exportsteigerung lässt sich bei der Produktgruppe *andere Teile ohne Knochen* (z. B. Filets) feststellen, deren Exportmenge innerhalb von 10 Jahren um mehr als das Dreifache erhöht wurde.

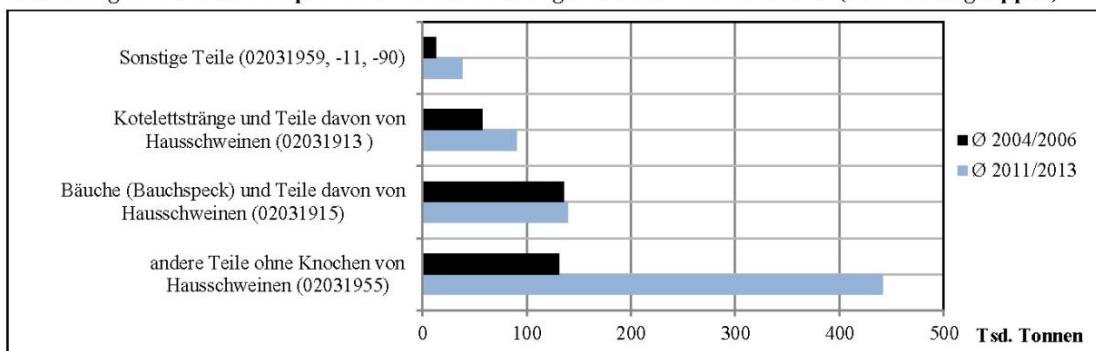
## 6 Markteffekte medienwirksamer Lebensmittelkandale

In der Vergangenheit gab es in Deutschland und anderen europäischen Ländern zahlreiche Lebensmittelkandale. Stichworte sind hier BSE, EHEC, Gammelfleisch und Pferdefleisch. Diese Lebensmittelkandale können neben gesundheitlichen Folgen auch große Auswirkungen auf die Wirtschaft (bspw. landwirtschaftliche Erzeuger) sowie den Staatshaushalt bzw. Steuerzahler haben (ROBERTS, 1989; ROBERTS und SOCKETT, 1994; PROBST et al., 2013). Um mögliche wirtschaftliche Auswirkungen von Lebensmittelkandalen sowie die entsprechenden Determinanten näher analysieren zu können, ist eine genaue Definition bzw. Abgrenzung dieses Begriffs notwendig. Generell entwickelt sich ein Skandal aus einem in den Medien angeprangerten Missstand, dem eine schuldhafte Verletzung von Normen und Werten zu Grunde liegt, die wiederum eine Empörung in der Gesellschaft auslösen (LINZMAIER, 2007). Nach KEPPLINGER et al. (2002: 81) beruhen zwar fast alle Skandale auf Missständen, „aber nicht jeder Missstand wird zum Skandal“. Zur eindeutigen Identifizierung eines Skandals bzw. Lebensmittelkandals können gemäß LINZMAIER (2007) drei verschiedene Definitionskriterien unterschieden werden. (1) Es muss zunächst ein Missstand vorlie-

gen, der aus Sicht der Verbraucher die Lebensmittelsicherheit und die Verlässlichkeit von Produktions- und Kontrollsystemen bedroht, die zu den grundlegenden Wertnormen moderner Gesellschaften gehören. Dabei ist es zumeist unerheblich, ob die betroffenen Lebensmittel wirklich eine Gesundheitsgefahr darstellen oder nicht. In der subjektiven Wahrnehmung der Verbraucher können dadurch nicht mehr verzehrtaugliche, aber gesundheitlich unbedenkliche Produkte (z.B. Fleisch von Schweinen, die an Maul- und Klauenseuche erkrankt sind) mit akut gesundheitsgefährdenden Produkten gleichgestellt werden (LINZMAIER, 2007). Folglich können nach NÖHLE (2014) auch Vorfälle, die gesundheitlich völlig unbedeutend sind, zu Skandalen hochstilisiert werden. (2) Der Missstand muss zudem auf der Angebotsseite während der Produktion, Verarbeitung oder Vermarktung von Lebensmitteln auftreten und (3) einen sogenannten Ereignischarakter aufweisen. Es muss sich dabei um ein konkretes räumlich und zeitlich abgegrenztes krisenhaftes Ereignis handeln (LINZMAIER, 2007). Das tatsächliche Ausmaß des Skandals kann dabei stark von der Intensität der Medienberichterstattung abhängen (KEPPLINGER, 2001).

Die ökonomischen Wirkungen eines Lebensmittelkandals können in der gesamten Lebensmittelwertekette vom Erzeuger bis zum Verbraucher spürbar sein. Dies kann sich u.a. durch Verschiebungen der Verbrauchernachfrage, Veränderungen der Erzeuger- und Verbraucherpreise sowie durch Verschiebungen im Außenhandel (Import/Export) zeigen, die sich wiederum auf die ganze Lebensmittelwertekette auswirken können. Zudem können die aus einem Lebensmittelkandal resultierenden Regulierungen und entsprechenden Maßnahmen zu hohen Kosten führen. In einer Studie von PROBST et al. (2014) wurden die Kosten der institutionellen und gesetzlichen Veränderungen, die sich durch den BSE-Skandal im Zeitraum

Abbildung 6. Deutsche Exporte von frischem oder gekühltem Schweinefleisch (nach Untergruppen)



Quelle: eigene Berechnungen; Daten von EUROSTAT COMEXT TRADE DATABASE (2014)

von 2000-2010 in Deutschland ergaben, auf mehr als zwei Milliarden Euro geschätzt. Ein Großteil der Kosten entstand aufgrund der Ausweitung des Fütterungsverbots von tierischem Eiweiß in der Landwirtschaft und der eingerichteten Überwachungssysteme. Lebensmittelkandale wie der BSE-Skandal können zudem negative Auswirkungen auf die Verbrauchernachfrage nach den betroffenen Produkten sowie die Verbraucher- und Erzeugerpreise in Deutschland haben (OLBRICH und VOERSTE, 2006; LOY, 1999; WILDNER, 2002). Speziell bei Fleischprodukten können die Nachfrageveränderungen bei Lebensmittelkandalen stark von Einflussgrößen, wie der Medienberichterstattung, dem Außer-Haus-Verzehr sowie dem Trend zu Convenience-Produkten, und weniger von klassischen ökonomischen Größen, wie dem Einkommen und den Preisen, abhängen (PIGGOT und WRIGHT, 1992; VERBEKE und WARD, 2001; WILDNER, 2001). Somit hängt die Verbraucherreaktion auch von der Art des betroffenen Lebensmittels ab. Gemäß KUTSCH (1992) sind die Reaktionen umso heftiger, wenn ein allgemein verbreitetes und genutztes Grundnahrungsmittel (wie bspw. Fleisch) betroffen ist. Die Produktion und Verarbeitung von Fleischprodukten ist zudem durch ein verhältnismäßig großes Verbrauchermisstrauen gekennzeichnet. Dadurch sind Verbraucher in Lebensmittelkandalen, die Fleischprodukte betreffen, empfänglicher für kritische Informationen speziell seitens der Medien (ALVENSLEBEN, 1995). Der Einfluss der Medienberichterstattung hatte in vielen Lebensmittelkandalen starke negative Auswirkungen auf die Verbrauchernachfrage. Dies liegt u.a. daran, dass die Medien insbesondere bei Lebensmittelkandalen häufig die wichtigste Informationsquelle für Verbraucher darstellen (SMITH et al., 1988; CHERN und ZUO, 1995; BURTON und YOUNG, 1996; RICHARDS und PATTERSON, 1999; BROWN und SCHADER, 1990).

Im Folgenden sollen exemplarisch die vielseitigen ökonomischen Auswirkungen eines Vorfalls aus dem Jahre 2011 untersucht werden, bei welchem Futtermittel mit Dioxin verunreinigt wurden. Nach oben erwähnter Begrifflichkeit lässt sich als Missstand die Entdeckung von überhöhten Dioxingehalten im Futter für Schweine, Hühner und Milchkühe in Schleswig-Holstein im Jahr 2011 einordnen. Die hohen Dioxingehalte resultierten aus einem Vorfall auf der Angebotsseite durch die unerlaubte Verwendung von technischen Fettsäuren bei der Produktion von ca. 3 000 Tonnen Futtermittel. Im Januar 2011 wurden erhöhte Dioxingehalte neben Eiern auch in Schweine- und Hühnerfleisch in verschiedenen Bundesländern nach-

gewiesen (AGRAR-EUROPE, 2011a). Dieses räumlich und zeitlich begrenzte, krisenhafte Ereignis war für einen bestimmten Zeitraum von einer intensiven Medienberichterstattung begleitet. Dieser Missstand erfüllt somit alle Kriterien der vorangegangenen Definition eines Lebensmittelkandals. Der Startpunkt und das Ende eines Skandals kann durch die Betrachtung der Intensität und des zeitlichen Verlaufs der Medienberichterstattung über diesen Skandal bestimmt werden (HAGENHOFF, 2003; MEYER-HULLMANN, 2000; LINZMAIER, 2007). Für den Fall des Dioxinskandals wurde eine Medienanalyse auf Basis verschiedener Tageszeitungen durchgeführt. Es wurden die Tageszeitungen mit den höchsten Auflagenzahlen<sup>3</sup> in Deutschland ausgewählt, um den generellen Trend und die Intensität der Medienberichterstattung in Deutschland während des Dioxinskandals adäquat abbilden zu können. Um die relevanten Artikel zu identifizieren, wurden in den Zeitungsarchiven oder über LexisNexis<sup>4</sup> nach verschiedenen Wortkombinationen (bspw. „Dioxin Fleisch“, „Dioxin Schwein“, „Dioxin Geflügel“ etc.<sup>5</sup>) in den jeweiligen Artikeln gesucht. Die Anzahl der relevanten Artikel wurde bestimmt und auf Kalenderwochenbasis aufsummiert (siehe Abbildung 7).

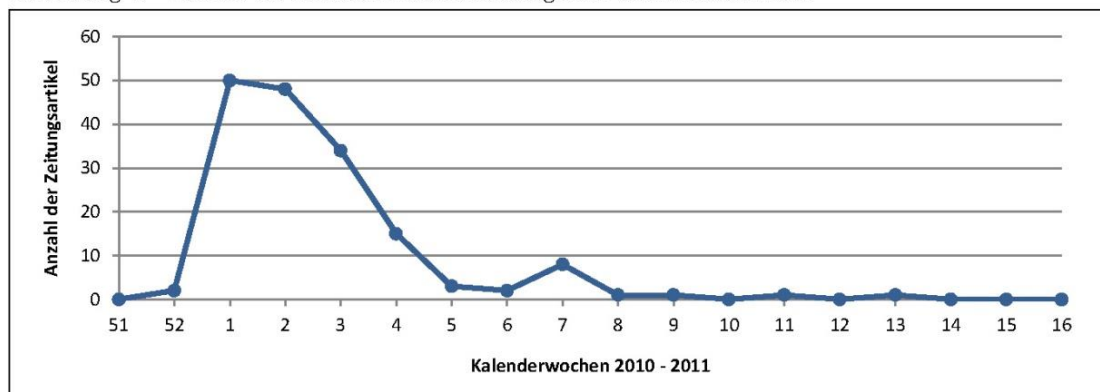
Insgesamt wurden in den Zeitungen 166 relevante Artikel über einen Zeitraum von 16 Kalenderwochen veröffentlicht. Es wird deutlich, dass die Intensität der Medienberichterstattung in den ersten drei Kalenderwochen, nach dem erstmaligen Fund von dioxinbelastetem Tierfutter in der 52. Kalenderwoche im Jahr 2010, am höchsten war und in diesem Zeitraum ca. 80 % aller Artikel veröffentlicht wurden. Ab der 8. Kalenderwoche im Jahr 2011 wurden nur noch sehr wenige Artikel veröffentlicht, was als Endpunkt des Dioxinskandals in der Öffentlichkeit gesehen werden kann. Die Berichterstattung in den Medien nimmt somit sehr schnell zu, aber auch sehr schnell wieder ab und entspricht dem idealtypischen Verlauf eines eruptiven Skandals (TÖPFER, 1999).

<sup>3</sup> Für die Medienanalyse berücksichtigte Tageszeitungen: BILD-Zeitung, Süddeutsche Zeitung, Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ), Die Welt, die Tageszeitung (TAZ).

<sup>4</sup> Die Lexis-Nexis-Datenbank ist online zugänglich (<http://www.lexis-nexis.com>) und bietet u.a. eine Vielzahl von Tageszeitungen als Volltext an.

<sup>5</sup> Die vollständige Liste der Suchwortkombinationen kann bei Bedarf vom Autor bereitgestellt werden.

Abbildung 7. Verlauf der Medienberichterstattung über den Dioxinskandal



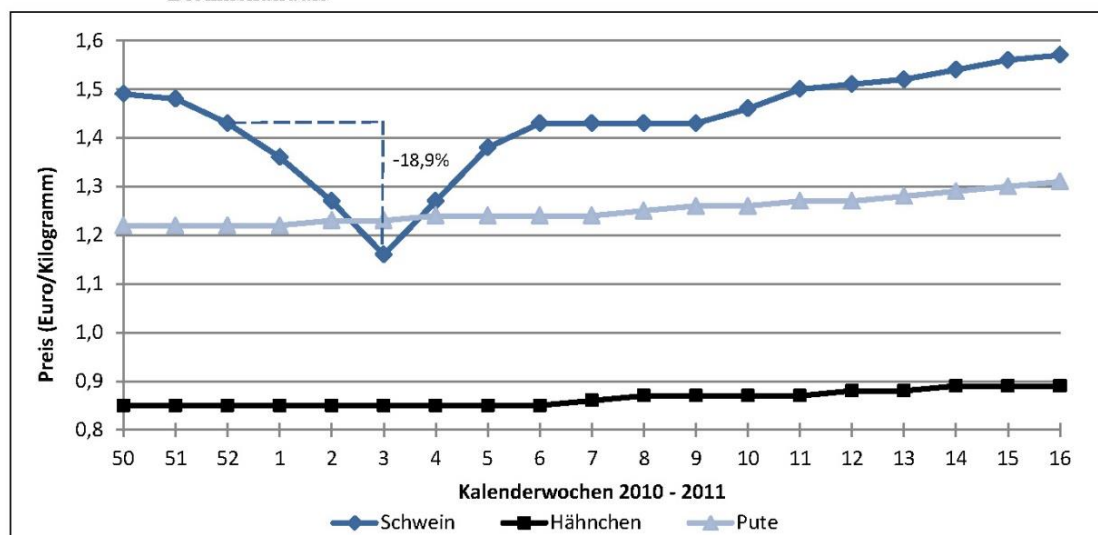
Quelle: eigene Berechnungen

Einige der vielfältigen ökonomischen Auswirkungen des Dioxinskandals auf die Lebensmittelwertekette werden im folgenden Abschnitt kurz dargestellt. Im Laufe des Dioxinskandals kam es kurzzeitig zu einem starken Rückgang der Erzeugerpreise für Schweine, nachdem der Fund von dioxinbelastetem Tierfutter in der 52. Kalenderwoche im Jahr 2010 von den Medien thematisiert wurde (siehe Abbildung 8). Innerhalb der ersten drei Kalenderwochen nach dem Dioxinfund, in denen auch die Intensität der Medienberichterstattung ihren Höhepunkt erreichte, fiel der Erzeugerpreis für Schweine um fast 19 % und erreichte sein ursprüngliches Niveau erst wieder in der sechsten Kalenderwoche. Gleichzeitig blieben die Verbraucher-

preise für Schweinefleisch relativ konstant, wodurch sich die Marktspanne kurzfristig ausweitete. Dadurch kam es für die entsprechenden landwirtschaftlichen Erzeuger zu Erlöseinbußen während des Dioxinskandals. Sowohl die Erzeugerpreise für Hähnchen und Pute, als auch die entsprechenden Verbraucherpreise blieben hingegen relativ konstant.

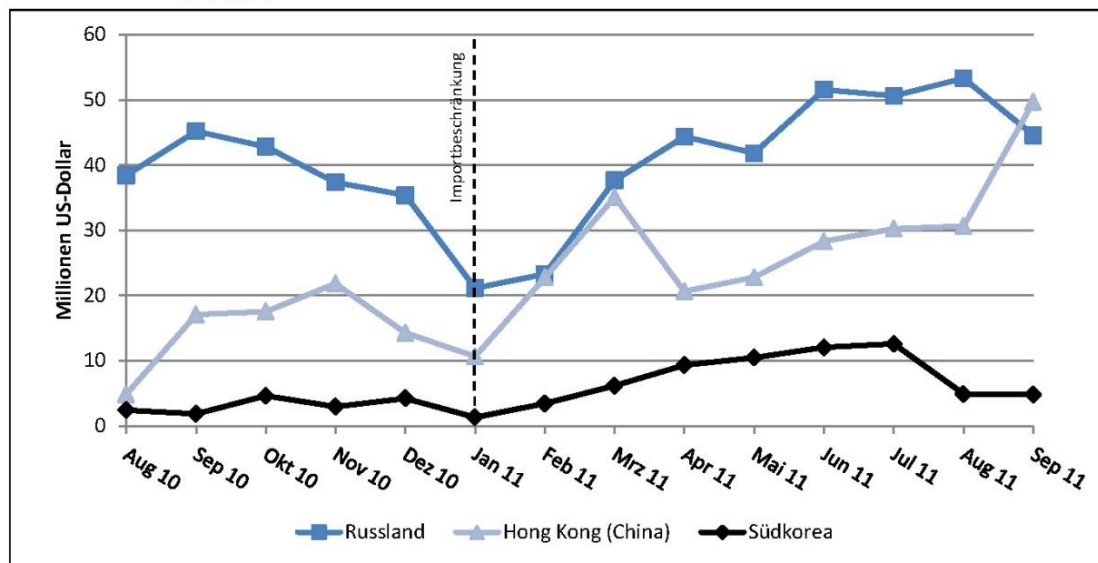
Der Dioxinskandal hatte auch Auswirkungen auf den Auslandsabsatz von deutschem Schweinefleisch. Davon waren insbesondere die Schweinefleischexporte in die drei wichtigsten Drittländer (Russland, Hongkong, Südkorea) für den Zeitraum des Skandals betroffen (siehe Abbildung 9). Aufgrund des Dioxinskandals kam es in allen genannten Drittländern im

Abbildung 8. Entwicklung der Erzeugerpreise für Schwein, Hähnchen und Pute im Zeitraum des Dioxinskandals



Quelle: eigene Berechnungen, Daten von AMI (2015b)

Abbildung 9. Deutsche Schweinefleischexporte nach Russland, Hongkong und Südkorea im Zeitraum 2010-2011



Quelle: eigene Berechnungen, Daten von UN COMTRADE (2014)

Januar 2011 zu temporären Importverboten sowie Verzögerungen beim Import von deutschem Schweinefleisch durch verschärfte Auflagen (bspw. Beprobung jeder zehnten Lieferung nach Dioxin (AGRA-EUROPE, 2011b).

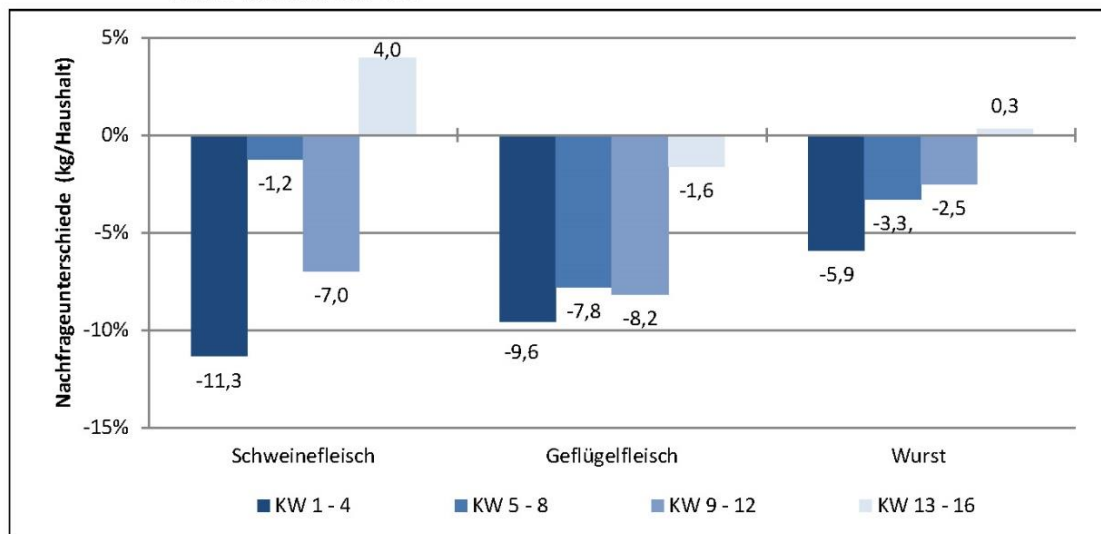
Die Schweinefleischexporte nach Russland, auf das allein die Hälfte der deutschen Drittlandslieferungen entfällt, gingen nach Bekanntwerden des Dioxinskandals im Dezember 2010 (gestrichelte Linie in Abbildung 9) stark zurück. So waren die deutschen Schweinefleischexporte im Januar 2011 um 40,2 % geringer als im Vormonat und erreichten erst im März wieder ihr ursprüngliches Niveau. Die deutschen Schweinefleischexporte nach Hongkong fielen im Januar 2011 im Vergleich zum Vormonat um 25,4 %, stiegen jedoch bereits im Folgemonat wieder sehr stark an. In Südkorea gingen die deutschen Schweinefleischimporte im Januar 2011 sogar um 68,6 % im Vergleich zum Vormonat zurück. Die deutschen Schweinefleischexporte nach Südkorea erholten sich verhältnismäßig schnell und erreichten ihr ursprüngliches Niveau zwischen Februar und März 2011.

Im Zeitraum des Dioxinskandals kam es ebenfalls zu Nachfrageveränderungen der deutschen Verbraucher für die betroffenen Fleischprodukte. Die Analyse der Verbrauchernachfrage basiert auf Daten der Gesellschaft für Konsumforschung (GfK-Frische-panel) für die Jahre 2010 und 2011 mit insgesamt

16 023 registrierten Haushalten. Über jeden Einkauf der Haushalte werden detaillierte Informationen bereitgestellt, wie bspw. das Einkaufsdatum, die Einkaufsmenge und der entsprechende Einkaufswert sowie die Einkaufsstätte. Um das Konsumverhalten der Haushalte über die beiden Jahre vergleichen zu können, wurde eine „durchgehende Masse“<sup>6</sup> von 7 376 Haushalten bestimmt. In Abbildung 10 sind die prozentualen Veränderungen der Nachfrage im Jahr 2011 im Vergleich zum gleichen Zeitraum des Vorjahres dargestellt. Es wird deutlich, dass es sowohl für Schweine- und Geflügelfleisch (Hähnchen- und Putenfleisch) als auch für Wurst in den ersten vier Kalenderwochen, in denen ein Großteil der Medienberichterstattung stattfand, zu den größten Nachfragerückgängen im Untersuchungszeitraum kam. Nach dem ermittelten Endpunkt des Dioxinskandals in der 8. Kalenderwoche sind noch relativ starke Nachfragerückgänge bei allen Produkten vorhanden. Erst ab der 13. Kalenderwoche sind die Nachfrageunterschiede für alle betrachteten Fleischarten und -produkte nur noch gering und bei Schweinefleisch und Wurst sogar positiv. Ein möglicher Grund für die beschriebene

<sup>6</sup> Die Haushalte der durchgehenden Masse müssen in mindestens 75 % der Wochenmassen in den Jahren 2010 und 2011 registrierte Einkäufe vorweisen und eine Berichtslücke darf maximal 3 Wochen betragen.

Abbildung 10. Veränderungen der Verbrauchernachfrage nach Schweinefleisch, Geflügelfleisch und Wurst von 2010 zu 2011



Quelle: eigene Berechnungen, Daten vom GfK-Frischepanel 2010-2011

Nachfragereaktion ist die Tatsache, dass die von Verbrauchern erhaltenen Informationen der Zeitungsartikel über den Dioxinskandal, nicht in der darauffolgenden Kalenderwoche verloren sind, sondern Vergessensprozesse stattfinden, die sich über einen gewissen Zeitraum erstrecken können. Der Nachfrage-rückgang bei Wurst ist verhältnismäßig gering, was unter anderem an der geringeren Signalwirkung<sup>7</sup> im Vergleich zu Schweine- und Geflügelfleischprodukten, wie bspw. Schnitzel, liegen kann (OLBRICH und VOERSTE, 2006).

Es ist davon auszugehen, dass die Medienberichterstattung während des Dioxinskandals einen Einfluss auf den Schweine- und Geflügelmarkt sowie auf das Nachfrageverhalten der Verbraucher gehabt hat. Zur Bestimmung des genauen Einflusses der Medienberichterstattung im Verhältnis zu anderen Einflussgrößen, sollten in zukünftigen Studien adäquate Medienindizes spezifiziert und in ökonometrische Modelle integriert werden.

<sup>7</sup> Die produktspezifische Signalwirkung von Lebensmitteln basiert auf der Annahme, dass mit steigendem Verarbeitungsgrad eine Komponente, die der Konsument mit gesundheitlichem Risiko verbindet, weniger wahrgenommen wird und der Konsumverzicht niedriger ausfällt als bei einem Lebensmittel mit hoher Signalwirkung wie bspw. Schweinekotelett (OLBRICH und VOERSTE, 2006).

## Literatur

- AGRA-EUROPE (2011a): Dioxinskandal erschüttert die Landwirtschaft. Jg. 52 (1-2): 35-39.
- (2011b): German Meat: Auslandabsatz leidet unter Dioxin-Krise. Jg. 52 (3): 44.
- ALVENSLEBEN, R. (1995): Die Imageprobleme bei Fleisch – Ursachen und Konsequenzen. In: Berichte über Landwirtschaft 73 (1): 65-82.
- AMI (Agrarmarkt Informationsgesellschaft mbH) (2015a): Telefonkonferenz, 14.01.2015.
- (2015b): Erzeugerpreise für Schwein, Hühnchen und Pute auf Kalenderwochenbasis. Auf Anfrage am 07.01.2015.
- BLE (Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung) (2015): Außenhandel Fleisch und lebende Tiere in Tonnen Schlachtgewicht. Per Mail 07.01.2015.
- BMEL (Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft) (2014): Vorläufiger Wochenbericht über Schlachtvieh und Fleisch. Monatsbericht über Schlachtvieh und Fleisch verschiedene Ausgaben, Bonn. In: <http://www.bmelv-statistik.de/de/fachstatistiken/preise-fleisch/>.
- BROWN, D.J. und L.F. SCHADER (1990): Cholesterol information and shell egg consumption. In: American journal of Agricultural Economics 72 (3): 548-555.
- BURTON, M. und T. YOUNG (1996): The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. In: Applied Economics 28 (6): 687-693.
- CHERN, W.S. und J. ZUO (1995): Alternative Measures of Changing Consumer Information on Fat and Cholesterol. Paper presented in the Annual Meeting of American Agricultural Economics Association, Indianapolis, Indiana, August 6-9.

- EU-KOMMISSION (2014a): Bovine livestock (May/June and December surveys) In: [http://ec.europa.eu/agriculture/beef-veal/presentations/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/beef-veal/presentations/index_en.htm), Abruf: 15.01.2015.
- (2014b): Short Term Outlook for arable crops, meat and dairy markets, EU balance sheets and production details by Member State – Autumn 2014. In: [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/short-term-outlook/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/short-term-outlook/index_en.htm), Abruf: 13.01.2015.
- (2014c): Short Term Outlook for arable crops, meat and dairy markets in 2014 and 2015 – Autumn 2014. In: [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/short-term-outlook/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/short-term-outlook/index_en.htm), Abruf: 13.01.2015.
- (2014d): BEEF & veal market situation. In: [http://ec.europa.eu/agriculture/beef-veal/presentations/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/beef-veal/presentations/index_en.htm), Abruf: 15.01.2015.
- (2014e): Pig survey May-June 2014 / Recensement de porcs mai/juin 2014. In: [https://circabc.europa.eu/faces/jsp/extension/wai/navigation/container.jsp?FormPrincipal:\\_idcl=FormPrincipal:\\_id2&FormPrincipal\\_SUBMIT=1&id=21744e25-94e3-4da1-af4f-c20ebb323f39&java.x.faces.ViewState=r00ABXVYABNBtGphdmEubGFuZy5PYmplY3Q7kM5YnxBzKWwCAAB4cAAAAAN0AAE1cHQAky9qc3AvZXh0ZW5zaW9uL3dhaS9uYXZpZ2F0aW9uL2NvbnRhaW5lci5qc3A=](https://circabc.europa.eu/faces/jsp/extension/wai/navigation/container.jsp?FormPrincipal:_idcl=FormPrincipal:_id2&FormPrincipal_SUBMIT=1&id=21744e25-94e3-4da1-af4f-c20ebb323f39&java.x.faces.ViewState=r00ABXVYABNBtGphdmEubGFuZy5PYmplY3Q7kM5YnxBzKWwCAAB4cAAAAAN0AAE1cHQAky9qc3AvZXh0ZW5zaW9uL3dhaS9uYXZpZ2F0aW9uL2NvbnRhaW5lci5qc3A=), Abruf: 15.01.2015.
- (2014f): Commodity price monitoring. In: [http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/markets-and-prices/price-monitoring/index_en.htm), Abruf: 09.01.2015.
- EUROSTAT COMEXT TRADE DATABASE (2014): EU Trade since 1988. In: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/newtweb>, Abruf: Dezember 2014.
- FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations) (2014a): The FAO Meat Price Index. In: <http://www.fao.org/economic/est/est-commodities/meat/en/>, Abruf: 09.01.2015.
- (2014b): The FAO Food Price Index. In: <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>, Abruf: 09.01.2015.
- FAO-GWIES (Food and Agriculture Organization of the United Nations, Global Information and Early Warning System) (2014): Food Outlook October 2014. In: <http://www.fao.org/giews/english/fo/index.htm>, Abruf: 10.12.2014.
- HAGENHOFF, V. (2003): Analyse der Printmedien-Berichterstattung und deren Einfluss auf die Bevölkerungsmeinung. Eine Fallstudie über die Rinderkrankheit BSE 1990-2001. Dr. Kovac, Hamburg.
- KEPPLINGER, H.M. (2001): Die Kunst der Skandalierung und die Illusion der Wahrheit. Olzog, München.
- KEPPLINGER, H.M., S.C. EHMIG und U. HARTUNG (2002): Alltägliche Skandale. Eine repräsentative Analyse regionaler Fälle. UVK Verlagsgesellschaft, Konstanz.
- KUTSCH, T. (1992): Ernährung als Risiko: Reklamationsverhalten und Reaktionen nach Lebensmittelskandalen. Vorträge der 44. Hochschultagung der landwirtschaftlichen Fakultät der Universität Bonn am 25. Februar 1992. Landwirtschaftsverlag, Münster.
- LINZMAIER, V. (2007): Lebensmittelskandale in den Medien: Risikoprofile und Verbraucherverunsicherung. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden.
- LOY, J.P. (1999): Die Auswirkungen der BSE Krise auf die Verbraucherpreise für Rindfleisch in Deutschland. In: Berg, E. et al. (Hrsg.): Agrarwirtschaft in der Informationsgesellschaft. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues 35. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 249-256.
- MEYER-HULLMANN, K. (1999): Lebensmittelskandale und Konsumentenreaktionen: Analyse der Auswirkungen von Lebensmittelskandalen unter besonderer Berücksichtigung des Informationsverhaltens, dargestellt am Beispiel BSE. Technische Universität München, Frankfurt am Main.
- NÖHLE, U. (2014): Was ist eigentlich ein „Skandal“? In: *Leischwirtschaft* 1 (1): 64-66.
- OLBRICH, R. und A. VOERSTE (2006): Medienberichterstattung über Lebensmittelkrisen und Kaufverhalten. In: *Berichte über Landwirtschaft* 84 (3): 455.
- PIGGOT, N.E. und V.E. WRIGHT (1992): From Consumer Choice Process to Aggregate Analysis: Marketing Insights for Models of Meat Demand. In: *Australian Journal of Agricultural Economics* 36 (3): 233-248.
- PROBST, C., J.M. GETHMANN, R. HEUSER, H. NIEMANN und F.J. CONRATHS (2013): Direct Costs of Bovine Spongiform Encephalopathy Control Measures in Germany. In: *Zoonoses and Public Health* 60 (8): 577-595.
- RICHARDS, T.J. und P.M. PATTERSON (1999): The economic value of public relations expenditures: Food safety and the strawberry case. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 24 (2): 440-462.
- ROBERTS, J.A. und P.N. SOCKETT (1994): The socio-economic impact of human Salmonella enteritidis infection. In: *International Journal of Food Microbiology* 21 (1-2): 117-129.
- ROBERTS, T. (1989): Human Illness Costs of Foodborne Bacteria. In: *American Journal of Agricultural Economics* 71 (2): 468-474.
- SMITH, M.E., E.O. Van RAVENSWAAY und S.R. THOMPSON (1988): Sales Loss Determination in Food Contamination Incidents: An Application to Milk Bans in Hawaii. In: *American Journal of Agricultural Economics* 70 (3): 513-520.
- SBA (Statistisches Bundesamt) (2014a): Viehbestand, Vorrbericht. Fachserie 3, Reihe 4.1 – 3. November 2014. Wiesbaden. In: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/LandForstwirtschaft/ViehbestandTierischeErzeugung/Viehbestand.html>, Abruf: 07.01.2015.
- (2014b): Schlachtungs- und Schlachtgewichtsstatistik. Fachserie 3, Reihe 4.2 & 4.3 – 3. November 2014. Wiesbaden. In: [https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data;jsessionid=2219C64BFE0227AB32ABE0D83B891CE6.tomcat\\_GO\\_2\\_1?operation=statistikAbruftabellen&levelindex=0&levelid=1422441079204&index=5](https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data;jsessionid=2219C64BFE0227AB32ABE0D83B891CE6.tomcat_GO_2_1?operation=statistikAbruftabellen&levelindex=0&levelid=1422441079204&index=5), Abruf: 10.01.2015.
- (2014c): Außenhandel. Fachserie 7. Wiesbaden. In: [https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data;jsessionid=2219C64BFE0227AB32ABE0D83B891CE6.tomcat\\_GO\\_2\\_1?operation=abrufabellenVerzeichnisBlaettern&levelindex=1&levelid=1422441294189](https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data;jsessionid=2219C64BFE0227AB32ABE0D83B891CE6.tomcat_GO_2_1?operation=abrufabellenVerzeichnisBlaettern&levelindex=1&levelid=1422441294189), Abruf: 10.01.2015.
- TÖPFER, A. (1999): Plötzliche Unternehmenskrisen – Gefahr oder Chance? Grundlagen des Krisenmanagement,

- Praxisfälle, Grundsätze zur Krisenvorsorge. Luchterhand, Neuwied.
- UN COMTRADE (2014): UN Comtrade Database. Online: <http://comtrade.un.org/data>, Abruf: Dezember 2014.
- USDA-FAS (United States Department of Agriculture, Foreign Agricultural Service) (2014a): Production, Supply and Distribution (PSD-Online). Verschiedene Ausgaben. In: <http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdquery.aspx>, Abruf: 08.01.2015.
- (2014b): Livestock and Poultry: World Markets and Trade, October 2014. In: <http://www.fas.usda.gov/data/livestock-and-poultry-world-markets-and-trade>, Abruf: 08.12.2014.
- VERBEKE, W. und R.W. WARD (2001): A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative TV press and advertising impact. In: *Agricultural Economics* 25 (2-3): 359-374.
- WILDNER, S. (2001): Quantifizierung der Preis – und Ausgabenelastizitäten für Nahrungsmittel in Deutschland: Schätzung eines LA/AIDS. In: *German Journal of Agricultural Economics* 50 (5): 275-285.
- (2002): Der Einfluss der BSE-Berichterstattung auf die Nachfrage nach Fleisch und Fisch. In: *Berichte über Landwirtschaft: Zeitschrift für Agrarpolitik und Landwirtschaft* 80 (1): 40-52.

Kontaktautor:  
**DR. JOSEF EFKEN**  
Thünen-Institut für Marktanalyse  
Bundesallee 50, 38116 Braunschweig  
E-Mail: [josef.efken@ti.bund.de](mailto:josef.efken@ti.bund.de)

## **2.2. Food scandals, media attention and habit persistence among desensitised meat consumers**

Jörg Rieger, Christian Kuhlgatz, Sven Anders

*Food Policy* (2016) 64, 82–92.





## Review

## Food scandals, media attention and habit persistence among desensitised meat consumers



Jörg Rieger<sup>a,\*</sup>, Christian Kuhlitz<sup>b</sup>, Sven Anders<sup>c</sup>

<sup>a</sup>Thuenen Institute of Farm Economics, Germany

<sup>b</sup>Bundesamt für Landwirtschaft (Federal Office for Agriculture), Switzerland

<sup>c</sup>University of Alberta, Canada

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received 19 October 2015

Received in revised form 23 August 2016

Accepted 22 September 2016

Available online 6 October 2016

#### Keywords:

Household behaviour

Food scandal

Media effects

Habit persistence

Dynamic correlated random effects Tobit model

Panel data

### ABSTRACT

Consumer reactions to food scandals and their resulting economic implication are well documented. However, studies have typically neglected the roles that consumption habits and media usage behaviours may play in explaining household's response to food safety incidences. In this study we develop a model of heterogeneous media usage intensity, information impacts and decay over time to estimate household's behavioural responses to the 2011 German Dioxin scandal. We are specifically interested in determining the degree of heterogeneity in household's short-term adjustments demand patterns versus persisting long-term consumption habits of meat products (chicken and pork) directly affected by the incident. The empirical analysis employs detailed household-level retail scanner and media usage data collected by the GfK Consumer Scan panel for a total of 16,023 households over a period of 104 calendar weeks. Results of dynamic correlated random effect Tobit models indicate an important role of unobserved heterogeneity in explaining household responses during the food scandal. We find strong empirical evidence supporting our hypothesis that short-term marginal adjustments in demand and propensity to buy affected products triggered by the negative impact of household media exposure were over-compensated by habit persistence. The question of how consumption patterns evolve over time in the presence of food scandals is expected to be of interest for both policy makers and the food industry. The potential biases in the projection of economic impacts resulting from simplifying assumptions of household's response patterns to a proliferating numbers of food safety incidences has implications for risk management and public policy.

© 2016 Elsevier Ltd. All rights reserved.

### 1. Introduction

Over the last decade consumers across Europe have experienced a multitude of food scandals ranging from the BSE scandal (bovine spongiform encephalopathy), outbreaks of the foot and mouth disease, the contamination of vegetables with *E. coli* (EHEC scandal) and the 2013 meat adulteration scandal involving horse meat. Defined as specific unforeseen risk events, food scandals are commonly viewed to cause substantial economic shocks, especially in the form of shifts in consumption patterns of directly or indirectly affected food products.

In December 2010 high concentrations of the toxic chemical Dioxin were found in commercial feed used in a wide range of live-stock and egg production systems (poultry, swine, dairy) across Germany. The source of contamination was traced to the illicitly used technical fatty acids in the production process of nearly

3000 tons of feedstuff by a feed mill in northern Germany. In January of 2011, critical dioxin levels were discovered in retail pork and poultry products in several German federal states (AgE, 2011). The "Dioxin scandal" triggered intensive media coverage of the event and a public and political debate over the lacking rigor of German law in the prosecution of offenders who use harmful or banned substances in food and animal feed production.

Food safety incidents are not new phenomena. Several studies have documented the extent of economic shocks and losses along food supply chains resulting from consumers' behavioural responses in the marketplace (Chern and Zuo, 1995; Burton and Young, 1996; Verbeke and Ward, 2001; Dahlgran and Fairchild, 2002; Piggott and Marsh, 2004). The general tenor in the literature is that the media coverage and attention paid to food scandals can play an important role in the disclosure of an event and subsequently in affecting consumers' behavioural response that often can lead to severe economic losses in the marketplace (Linzmaier, 2007; Kepplinger, 2001; Wildner, 2002).

\* Corresponding author.

E-mail address: [joerg.rieger@thuenen.de](mailto:joerg.rieger@thuenen.de) (J. Rieger).

The severity of consumer response has also been found to be a function of consumption frequency and be reinforced by involvement and declining consumer trust, making meat consumption especially susceptible to media information during times of a food scandal (Alvensleben, 1995; Verbeke and Ward, 2001).

However, economists have yet to devote more attention to the potential longer-term implications of the proliferation in the number of food safety scandals (e.g. Adda, 2007; Ding et al., 2011, 2013). For instance, it seems reasonable to postulate that households may vary in their response to a food safety shock depending on the individual's perceived risk and the feeling of insecurity determined by information gathered through media and social environments (Yang and Goddard, 2011; Rowe et al., 2000). In turn, the level of risk perception can be influenced by various factors including consumption habits, which can act as a risk reliever. Persistent habits may act as to offset the negative influence of the media, thus resulting in only marginal changes in demand levels during food scandals (Ding et al., 2011; McCarthy and Henson, 2005). However, whether reoccurring food scandals and their cumulative impact on consumer trust in food producers is likely to erode habitual persistence in consumption preferences for at least certain consumer segments remains an empirical question largely unanswered to date. Mazzocchi et al. (2006) and Saghaian and Reed (2007) provide evidence in support of a short-term adjustment in consumer meat preferences during periods of intense media coverage of food safety incidents that gradually return to past consumption patterns as media attention and consumer concerns diminish.

The objective of this paper is to quantify the extent to which the German Dioxin scandal altered short- and long-term consumption patterns taking into account the role heterogeneity in consumer preferences may play in explaining the magnitudes of adjustments in demand for products directly affected by a safety incident over time. We employ an innovative approach that allows us to control the differential effects of intensive and widespread media coverage including print, television and online media on household consumption decisions (Piggott and Marsh, 2004; Yadavalli and Jones, 2014). In doing so and in contrast to previous studies our econometric approach explicitly considers the potential for unobserved heterogeneity in households' behavioural responses to a food scandal, allowing for greater flexibility in modelling unobservable individual risk perceptions (e.g. Burton and Young, 1996; Richards and Patterson, 1999; Verbeke and Ward, 2001). We test empirically to what extent media coverage of a food scandal does alter household's long-run consumption habits or habit persistence (Ding et al., 2011, 2013) vis-a-vis immediate short-run adjustments in consumption patterns to attain a more comprehensive view of the interplay between consumption habits and food scandals.

Our media index goes beyond the existing literature by capturing the differences in reach levels of different media (Schmit and Kaiser, 2003), household's media usage intensity and the resulting heterogeneity in the impacts of media exposure on behavioural responses along with related processes of forgetting (Chern and Zuo, 1995; Verbeke and Ward, 2001).

The empirical analysis is conducted for pork chops, chicken filet and beef. The first two are the most frequently consumed fresh meat products affected by the Dioxin incident based on a set of detailed household-level retail purchase data spanning pre- and post-scandal periods and beef is included as a substitute.

The paper is structured as follows. The following section introduces the conceptual model and describes the construction of the media index employed in the empirical analysis. Household scanner data obtained from the Gesellschaft für Konsumforschung (GfK) and related model variables are presented in Section 3 followed by the discussion of the econometric strategy. Section 5

presents and discusses empirical results and the paper finishes with policy implications and concluding remarks.

## 2. Conceptual approach

Economic theory assuming perfectly informed consumers carrying stable preferences and tastes has it that consumption decisions are purely based on individual preferences, income and product price. In modern retail market environments characterised by information asymmetry and uncertainty regarding food safety attributes (Lobb, 2005) have the potential of generating new information that may alter preferences and food choice decisions (Swartz and Strand, 1981; Smed and Jensen, 2005).

For the purpose of this study we assume the utility of consuming good  $x$  depends on the quantities of good  $x$  consumed, as well as the perceived quality ( $q$ ), including perception about the safety of the good. Perceptions in turn are influenced by product information received ( $I$ ), which are a function of available product-related information in various media ( $me$ ). Theory further postulates that household food decision makers are rational and maximise expected utility ( $U$ ) under a budget constraint such that:

$$\max_x U(x(q(I(me)));h) \quad s.t. \quad B \geq p \cdot x + I(me) \cdot c(me), \quad (1)$$

where  $h$  are household specific characteristics that influence the process of utility generation from the consumption of  $x$ ,  $B$  is household budget and  $p$  is a vector of prices. The set of available product information is  $I(me)$  and  $c(me)$  is the search cost of obtaining information.

Generally speaking, during periods of food scandals one would assume that an increase in media coverage ( $me$ ) increases the availability of information ( $I$ ) and at the same time reduces search costs ( $c$ ). We further assume that food quality and safety information during an incident to be strictly exogenous and the cost of obtaining information approaches zero (Smith et al., 1988). Making this assumption allows to us ignore difficult-to-measure information spill-over effects between news reporting agencies that would otherwise complicate our model framework. The latter seems increasingly plausible in today's information age, where consumers have access to a variety of free and online news sources that have significantly reduced barriers to information access and are a major source of information for food purchase decisions (Yadavalli and Jones, 2014). However, since the food safety status of good  $x$  is credent to households' food choice decisions, the household's trust in and reputation of a media source ( $me$ ) may be positively correlated with the respective media usage level (Kioussis, 2014) and thus can be expected to vary across households and over time.

As stated by Foster and Just (1989) we expect the likelihood of purchasing a potentially contaminated good  $x$  to decline if the household's perception of food safety for this product also declines. Thus, we hypothesise that households will avoid all contaminated products mentioned in the media conjunction during an incident to avoid potential health risks.

Moreover, households' perception of good  $x$  may also be influenced by the amount and frequency of consumption in previous periods (Blanciforti et al., 1986). This relationship could be positive, indicating habitual behaviour, or negative due to a preference for variety-seeking behaviour. The negative influence of previous consumption patterns may also indicate flexible preferences that may be susceptible to media information during a food safety incident. If the latter dominates a negative sign could be used to infer the impact of habit persistence in assessing the economic impacts of media coverage during food scandals (strong, marginal or no

shifts in product consumption patterns) (Ding et al., 2011; Adda, 2007).

Recognising the above considerations the analysis captures short-term consumption patterns in term  $x_{it-1}$ . The existence of long-term consumption habits, one element of unobserved heterogeneity among households is modeled as part of vector  $h$ . Eq. (1) can then be differentiated for household  $i$  and time  $t$ :

$$\max_{x_{it}} U_{it} = U_{it}(x_{it}(q_{it}(I_{it}(me_{it})), x_{it-1}); h_{it}) \quad s.t. \quad B_{it} \geq p_{it} \cdot x_{it} \quad (2)$$

### Media effect

A central element of Eq. (2) is the adequate measurement of the possible effect of media coverage over the course of a Dioxin scandal ( $me_{it}$ ) on households' meat demand patterns. We follow previous literature (Durant et al., 1998; Görke et al., 2000; Smed, 2012) in constructing a media index as an indicator of both, journalistic attention and a proxy of consumer awareness of the specific topic during a discrete time period. For this purpose we compile reports across media outlets and do not differentiate articles containing positive or negative messages to avoid any subjective classification (Mazzocchi, 2006; Smith et al., 1988). Indices of absolute or cumulative numbers of published articles are not new in the literature (Brown and Schader, 1990; Chang and Kinnucan, 1991; Burton and Young, 1996; Piggott and Marsh, 2004). Few studies, however, have explicitly modeled the decay of continuous media coverage in regards to its impact on consumer behaviour. Hence, we follow the approach of Chern and Zuo (1995) in adjusting a cumulative media index to account for processes of carryover and forgetting, using polynomial lag distributions to simulate non-linear diminishing marginal effects of media information. This decay may also serve as a proxy for a possible desensitisation of consumers in later periods of a safety incident where additional media reports may suffer diminishing consumer uptake.

As pointed out by Schmit and Kaiser (2003) and Yadavalli and Jones (2014) not all media outlets may equally resonate within a given consumer population. To account for differences in potential media impact levels (measure of popularity) our media index considers the most important news media sources for German consumers (TV, print, online). We then compute weights of different media in accordance to their actual reach, using print media distribution levels, as well as mean website visits and mean TV viewing rates as appropriate weights for online and TV media coverage.

Assuming different media preferences and usage levels across households our measure of media impact also accounts for this additional heterogeneity by weighting the media index with household's media usage intensities. The Food Scandal Index ( $FSI_{it}$ ) is computed as:

$$FSI_{it} = \varepsilon_i \sum_{k=0}^n W_k M_{t-k}, \quad (3)$$

where  $\varepsilon_i$  is the weight subject to the level of media use for household  $i$ ,  $M_{t-k}$  is the aggregated number of relevant articles in newspapers, online news and on TV published within a given period ( $t-k$ ),  $n$  is the number of lagged periods and  $W_k$  is the weight assigned to lagged period  $k$ . Polynomial or Almon distributed lag functions commonly used in the estimation of weights in lagged demand responses to advertising (e.g. Ward and Dixon, 1989; Sun and Blaylock, 1993) have been criticized for generating restrictive symmetric weights (Chern and Zuo, 1995). To overcome this problem we compute  $W_k$  as a 3rd degree polynomial, which have been successfully used to measure information decay and carryover effects of insert to us (e.g. Hassouneh et al., 2012; Serra, 2011):

$$W_k = g(k, \theta) = x_0 + x_1 k + x_2 k^2 + x_3 k^3, \quad (4)$$

where  $k$  is the number of lagged periods, and  $\theta$  is a vector of coefficient characterising the weight function and determine the values of the parameters  $x_0$ - $x_3$  in compliance with the following criteria that are crucial to the realistic incorporation of carryover and decay effects: (1) the maximum weight lies between the current period ( $k=0$ ) and the last lagged period ( $k=n$ ); (2) the minimum weight occurs at  $k=(n+1)$  and (3) is set to zero ( $W_{n+1}=0$ ); (4) the sum of weights over the current and lagged period  $i$  have to be equal to one. The inclusion of these criteria yields the following polynomial weight function:

$$W_k = \frac{2a}{(n+1)b} + \left(\frac{12m}{b}\right)k - \left(\frac{6(n+1+m)}{(n+1)b}\right)k^2 + \left(\frac{4}{(n+1)b}\right)k^3, \quad (5)$$

where  $a = (n+1)^2(n+1-3m)$  and  $b = (n+2)((n+1)^2 - m(2n+3))$ .

Here  $n$  denotes the number of total lag periods and  $m$  represents the lag period of maximum weight. The term  $(n+1-3m)$  need to be positive which requires  $m \leq (n+1)/3$  to avoid negative weights whereas  $n$  and  $m$  can take any finite number.

## 3. Data sources and descriptive statistics

### 3.1. Media index

The data used to compute the Food Scandal Index, summarised in Table 1, is comprised of the most important print media, online and TV news as per their respective distribution levels (e.g. sold and distributed for free, IVW (2001)), visits of three major news websites and viewing rate in Germany. Relevant print news were obtained from Lexis Nexis Academic Search tool or the official news archives using keyword searches; for example "Dioxin Fleisch" (Dioxin meat), "Dioxin Schwein" (Dioxin swine) or "Dioxin Geflügel" (Dioxin poultry) and others. Relevant online news articles were obtained from similar search routines on selected website and TV news archives. In total 352 relevant articles, published over 19 calendar weeks, with the highest media coverage intensity during in the first three calendar weeks, present the basis of the media index which is depicted in Fig. 1.

The first nineteen calendar weeks of media coverage in 2011 constitute the period of observation for analysing possible short and longer-term effects of the Dioxin scandal on household behaviour. The end point of the period of analysis is further restricted by the emergence of the so-called "EHEC scandal", which was first mentioned in the German media during the 20th calendar week of

**Table 1**

Characteristics of the selected newspapers, online and TV news. Source: Own calculation based on data of Lexis Nexis and the according news archives.

Newspaper	Ø Distribution level (January–June 2011)	Articles (cw 1–19)
BILD Zeitung	2,891,704	14
Sueddeutsche Zeitung	442,409	45
Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ)	381,021	21
Die Welt	268,406	37
Die Tageszeitung (TAZ)	57,455	48
Online news	Ø Monthly visits (January–June 2011)	Articles (cw 1–19)
Bild.de	153,927,646	37
Spiegel Online (spiegel.de)	125,079,122	36
Focus Online (focus.de)	28,476,444	104
TV news	Ø Viewing rate (2010)	TV articles (cw 1–19)
ARD Tagesschau	5,340,000	10
Σ		352

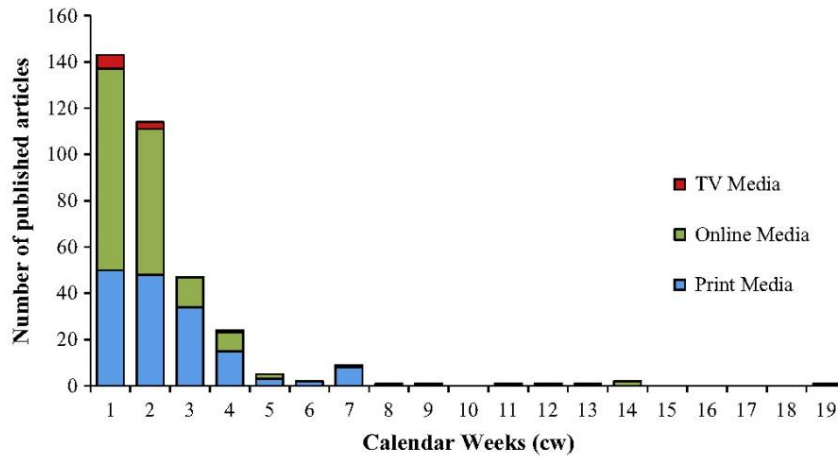


Fig. 1. Dioxin scandal media coverage by media source in 2011. Source: Own depiction based on Lexis Nexis data and various news archives.

2011. The “EHEC scandal” quickly eclipsed the Dioxin incident due to the severity of this outbreak traced back to *E. coli*-contaminated vegetables, which could bias the estimation results as its media coverage may have interfered with a potential longer term effect of the dioxin scandal.

The data for the household specific media usage weights  $\varepsilon_i$  (see Eq. (3)) stem from an annual GfK survey administered every June among participating GfK household panel members. Among other topics households are asked about their media usage behaviour using a 5-point Likert scale. We use the June 2010 survey responses to avoid potential biases in households’ media usage patterns and evaluation of the trustworthiness of different media outlets in the aftermath of the early 2011 dioxin scandal.

The weights of different media with respect to their reach levels were computed using data on average distribution levels for the first and second quarters of 2011. For online news services we calculated the average monthly number of website visits for the same period. Average reach levels and visits were then added and dis-

crepancies of individual news sources from their respective mean were computed and normalised. For TV news 2010 average viewing rates were used due to data limitations.

The specification of the FSI relied on Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) to determine appropriate lag length  $n$  and maximum lag weight  $m$ , selecting the model with the highest information value and the best suitability for application on our data. Our specification process resulted in different FSI measures subject to media usage intensity, depicted in Fig. 2, with a preferred lag length  $n = 9$  and a maximum lag weight at  $m = 0$  (calendar week one of 2011). Previous studies by Hassouneh et al. (2012) and Verbeke and Ward (2001) on the BSE scandal reported a maximum lag length of six months. Both studies based their choice of maximum lag length on Clarke’s (1976) early work the cumulative effects of advertising on sales. While a lag length of six appears plausible given the exceptional length of media attention to the BSE scandal, the much shorter maximum lag lengths of  $n = 9$  weeks in the case of the Dioxin

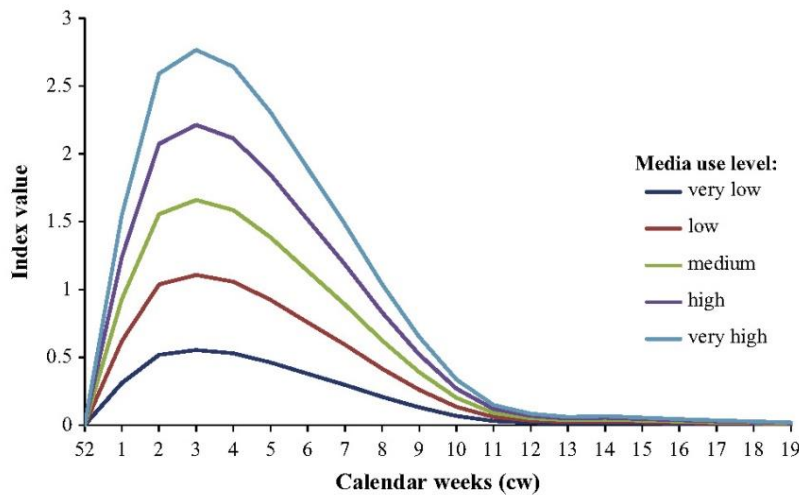


Fig. 2. Food Scandal Index (FSI) by household media use in 2011. Source: Own depiction based on Lexis Nexis data and various news archives. Notes: For a better depiction in our estimation results, the Food Scandal Index is scaled by 100 (FSI/100).

scandal is justified by the comparatively short duration of the incident and the assumption that the information behaviour of German consumers has changed since the BSE scandal.

### 3.2. Household scanner data

The analysis of how media coverage affected the meat consumption behaviour of German households during the Dioxin scandal is based on a set of *GfK Consumer Scan* panel data. The data cover the fresh meat purchases of 16,023 households for a total of 104 calendar weeks (cw) between cw01 of 2010 until cw52 of 2011. Each data point contains detailed information about individual household's purchases by species (pork, poultry, beef, other meat types), type of cut (18 pork products, 13 beef products, 4 poultry products, and 5 mixed pork/beef mince products) as well as transaction date, amount purchased and expenditure (in €), retail outlet and production method (e.g. organic). For all participating households socio-demographic information including net household income, household size, number and age of children, education level and the place of residence are available. To facilitate the analysis the household transactions data has been aggregated to weekly observations and a constant data pool of participating households has been created in order to allow for comparisons of households with similar characteristics over the time. Information on the demographic distribution of the sample and variable descriptive statistics for the period of the Dioxin scandal (cw 1–19 of 2011) is presented in Table 2.

Exclusion criteria for the constant data pool followed *GfK's* consumer panel guidelines and eliminated households who reported purchases in less than 75% of the 104 weeks of observation and those who did show gaps in purchase reporting of more than 3 consecutive weeks. The remaining constant sample consists of

7376 households and a total of 693,594 observations. However, a number of households did not purchase the selected meat products and/or did not report their media usage, which further reduced the number of households in the constant sample to 2353 and 3523, respectively. Average weekly household consumption levels for pork chops and chicken filet, the two most frequently consumed fresh meat products directly affected by the Dioxin scandal are presented in Fig. 3. To better characterise the volatility visible in the weekly data and to examine changes in household consumption patterns before and during the period of the scandal, Fig. 4 presents percentage changes in demand for the selected products based on identical calendar weeks in 2010 and 2011. Overall the consumption levels of pork chops and chicken filets declined by about 50% and 41% in 2011, respectively. The drop in the demand for pork chops is especially pronounced in the first three calendar weeks, which falls in line with 86% of the total media coverage. The demand for chicken filet sees relatively large declines up until calendar weeks twelve with only marginal deviations from 2010 levels in subsequent periods.

Participants in the *GfK Consumer Scan* panel do not report transaction level prices, which leaves researchers with undesirable unit values (Deaton, 1988). A well-known shortcoming of unit values is their inability to capture differences in product quality and spatial variations in prices stemming from retailer specific transactions cost, differences in retailer pricing strategies, all of which can lead to biased price data and distorted estimation results (e.g. Park and Capps, 1997; Gao et al., 1997; Zheng and Henneberry, 2010). We apply Cox and Wohlgenant's (1986) approach to generate quality adjusted prices, computed from differences between the unit values and the expected prices, given their specific quality characteristics. Since meat quality remains unobserved, variables which correlate with households' choice of product quality, such as

**Table 2**  
Sample means of pork chops, chicken filet demand, prices and household composition. Source: Own depiction based on *GfK Consumer Panel* data.

Variable	Description	2011 (cw 1–19)	
		Pork chops consumer	Chicken filet consumer
Households (n)		2353	3523
<i>Price</i>			
Price pork chops	(€/kilogram)	5.855 (0.907)	–
Price chicken filet	(€/kilogram)	–	10.704 (1.215)
<i>Place of residence (state)</i>			
East	=1 if Brandenburg, Mecklenburg-West Pomerania, Saxony, Saxony Anhalt	0.275 (0.447)	0.208 (0.406)
Midwest	=1 if Berlin, Hesse, North Rhine-Westphalia	0.297 (0.457)	0.327 (0.469)
South	=1 if Baden-Wuerttemberg, Bavaria, Saarland, Rhineland-Palatinate	0.278 (0.448)	0.301 (0.458)
North	=1 if Bremen, Hamburg, Lower Saxony, Schleswig-Holstein	0.150 (0.356)	0.164 (0.370)
<i>Education level</i>			
High education	=1 if university degree	0.234 (0.423)	0.265 (0.441)
Medium education	=1 if high school	0.221 (0.415)	0.226 (0.418)
Low education	=1 if middle school	0.545 (0.498)	0.509 (0.499)
<i>Household composition</i>			
No children	=1 if no children	0.807 (0.395)	0.682 (0.466)
Children <6 y	=1 if children 0–6 years	0.058 (0.235)	0.097 (0.294)
Children 6–14 y	=1 if children 6–14 years	0.084 (0.276)	0.149 (0.356)
Adolescent 15–19 y	=1 if adolescent 15–19 years	0.051 (0.221)	0.072 (0.259)
HH 1	=1 if one person household	0.161 (0.368)	0.161 (0.367)
HH 2	=1 if two person household	0.564 (0.496)	0.439 (0.496)
HH 3	=1 if three person household	0.140 (0.347)	0.187 (0.390)
HH ≥ 4	=1 if four persons in household	0.135 (0.342)	0.213 (0.409)
HH head age <30 y	=1 if main buyer younger 30 years	0.010 (0.100)	0.025 (0.155)
HH head age 30–49 y	=1 if main buyer between 30 and 49	0.230 (0.420)	0.387 (0.487)
HH head age 50–69 y	=1 if main buyer between 50 and 69	0.489 (0.499)	0.431 (0.495)
HH head age >70 y	=1 if main buyer older than 70	0.271 (0.444)	0.157 (0.364)
<i>Household net income</i>			
Very high income	=1 if HH income >3.500 €/month	0.243 (0.428)	0.196 (0.397)
High income	=1 if HH income 2.500–3.499 €/month	0.241 (0.427)	0.292 (0.455)
Medium income	=1 if HH income 1.500–2.499 €/month	0.127 (0.336)	0.174 (0.379)
Low income	=1 if HH income 999–1.499 €/month	0.389 (0.487)	0.338 (0.473)

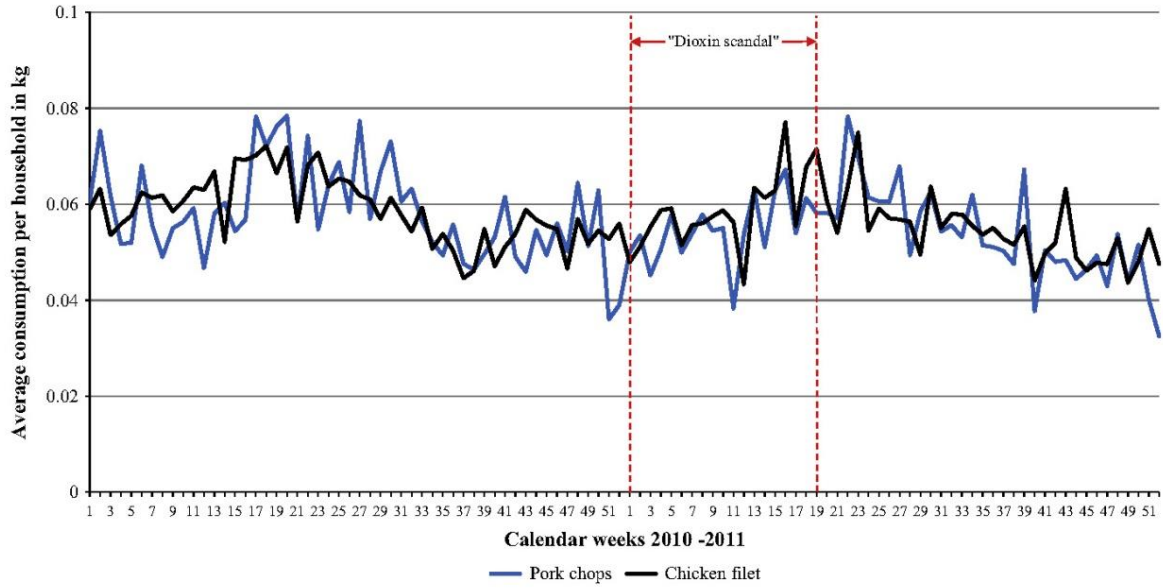


Fig. 3. Average weekly consumption of pork chops and chicken filet per household from 2010 to 2011. Source: Own depiction based on GfK Consumer Panel data.

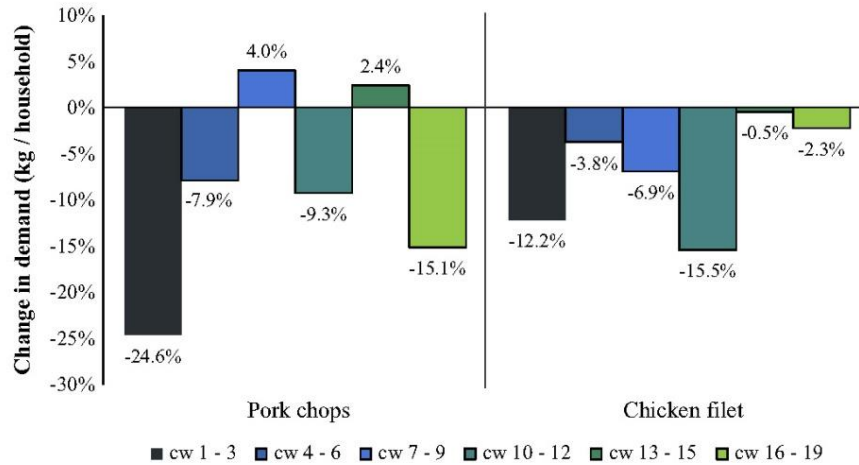


Fig. 4. Changes in households demand for pork chops and chicken filet from 2010 to 2011. Source: Own depiction based on GfK Consumer Panel data.

socio-demographics (e.g. household size, education level, age of main buyer, number and age of children) and the quality tier of retail outlet are used as proxies for household preferences. Quality adjusted prices are then calculated by estimating hedonic price functions for pork chops, chicken filet, and beef using a correlated random effect (RE) model.

$$p_{xit} = a_x + \sum_s \beta_{1s} S_{sit} + \sum_r \beta_{2r} R_{rit} + \bar{m}_{xi} \eta + u_{xi} + e_{xit}, \quad (6)$$

where  $p_{xit}$  is the expected price of product  $x$  for household  $i$  in period  $t$ , and  $\beta_1$  and  $\beta_2$  are parameters to be estimated.  $S_{sit}$  is a vector of socio-demographic variables and  $R_{rit}$  of the different retail outlets assumed to influence households' choice of product quality.

The standard estimation of the above hedonic model using RE would assume that right hand side (socio-economic) variables are strictly independent from any unobserved heterogeneity

captured in the error term. To resolve this potential flaw we apply Mundlak's (1978) device as a way to relax this assumption and improve the reliability of our hedonic price estimates.

We consider this potential correlation  $\bar{m}_{xi}$ , a vector of variables, which include individual means of each of the time varying variables represented by the different retail outlets (see Table A.1 in Appendix A). By adding time-constant individual means of the observed variables to the model, correlations between quality-related variables and the unobserved heterogeneity can be explicitly modeled.  $u_{xi}$  and  $e_{xit}$  denote household-specific and idiosyncratic regression residuals representing non-quality-related price variations and  $a_i$  is the intercept indicating the average price of the product. The quality adjusted price can then be estimated as:

$$p_{xit}^* = a_x + \bar{m}_{xi} \eta + u_{xi} + e_{xit}. \quad (7)$$

Given the highly disaggregated nature of the available product level transaction data, the resulting proportion of no purchase observations is considerable. For periods in which a household does not purchase a product, the value of the average price faced by all household is estimated as:

$$p_{xit}^{**} = \alpha_x + \bar{m}_{xi}\eta + u_{xi}. \quad (8)$$

#### 4. Empirical strategy

Previous studies that measured media effects on consumer behaviour during periods of food scandals have typically estimated reduced form versions of Eq. (2). Relying on aggregate product category level data several papers employed standard demand systems (e.g. Verbeke and Ward, 2001; Burton and Young, 1996; Richards and Patterson, 1999) that facilitate a straightforward imposition of constraints derived from utility theory.

There are two reasons why this analysis goes beyond the existing literature. First, unobserved heterogeneity among panel households cannot be readily considered within the AIDS model framework without making a set of highly restrictive assumptions. In turn, desirable random effects or fixed effects approaches necessary to explore the potential heterogeneity in our panel of households are largely incompatible with the estimation methods commonly used to estimate AIDS models (e.g. Shonkwiler and Yen, 1999). As we have argued above (Eq. (2)), differences in individual household's responses to a food scandal are a key aspect of explaining and better understanding the short- and longer-term implications of food safety incidences on markets, thus rendering a standard AIDS model approach less appropriate. Secondly, the detailed nature and frequency of consumption behaviour observed in our data, ideal for analysing the short-term media impacts of the Dioxin scandal (Dahlgran and Fairchild, 2002), also presents empirical challenges in the form of a high proportion of zero-consumption values, which gravely complicates any standard AIDS application. Removing zero consumption observations to accommodate the AIDS has the severe drawback of removing scandal-sensitive households from the sample, those most likely to quit meat consumption at all in times of a food safety scandal. While extensions of the AIDS framework are available (e.g. Shonkwiler and Yen, 1999), they typically impose other, unfavorable restrictions thus limiting the theoretical benefits of the AIDS. Given the focus of the analysis in this paper on measuring the impact of media coverage on individual household's consumption decisions and patterns over time, we see more merit in following a tailored panel model estimation strategy.

To account for unobserved heterogeneity and to reflect the complexity of the household panel data we specify a dynamic correlated RE Tobit model as a reduced form of the economic model in Eq. (2). The alternative of a fixed effects model specification is less preferable on our case. First, unconditional fixed effects estimates are typically biased in a limited dependent variable model. Second, time-invariant variables cannot be included in the model specification without eliminating several socio-economic variables of interest. We therefore consider the application of the RE model in Eq. (6) a more efficient estimation approach compared to a model with N fixed effects:

$$x_{it}^* = \alpha + \beta FSI_{it} + \mathbf{p}_{it}\gamma + \mathbf{h}_{it}\mu + D_s + \lambda_1 x_{it-1} + \lambda_2 x_{it}^{PY} + \mathbf{d}_i\eta + \vartheta x_{it0} + u_i + e_{it}, \quad (9)$$

with  $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ ,  $e_{it} \sim N(0, \sigma_e^2)$  and

$$x_{it} = x_{it}^* \quad \text{if } x_{it}^* > 0,$$

$$x_{it} = 0 \quad \text{if } x_{it}^* \leq 0.$$

where  $x$  is the amount of meat consumed,  $x^*$  is a latent variable representing the household's propensity to buy a meat product given their preference structure,  $\mathbf{p}$  is a vector of prices consisting of the prices of the selected products of interest and the average price of beef products purchased by household  $i$ .<sup>1</sup>  $FSI$  is the media index defined in Eq. (3) and used to measure  $me$  of Eq. (2).  $\mathbf{h}$  is a vector of household characteristics and  $D_s$  is a dummy variable that captures a spike in household meat demand around the German Easter holidays. Indices  $i = 1, \dots, N$  and  $t = 0, \dots, T$  denote households and weeks.

As discussed earlier we model differences in household's short-term and longer-term consumption habits for the investigated product by including lagged dependent variables, which take values of the quantity demanded in the previous period  $x_{t-1}$ , and a time-invariant proxy for habit persistence  $x^{PY}$ , which indicate the level of consumption of meat  $x$  by the household during the previous calendar year. As such the coefficient for  $\lambda_1$  measures the strength of short-term habitual adjustments such as preferences for dietary diversity or purchasing inertia, while  $\lambda_2$  directly measures the extent of habit persistence amongst household that may affect consumption decisions during the period of the Dioxin scandal.  $u_i$  are unobserved household-specific effects, which are N-distributed with zero mean and variance  $\sigma_u^2$  across observations but remaining fixed in time and  $e_{it}$  is an idiosyncratic error term.

The restrictive assumption of independence between model covariates and the error term is a known drawback of the standard RE model. To resolve this issue we employ the correlated RE model proposed by Mundlak (1978) and Chamberlain (1984) by including a set of variables  $\mathbf{d}_i$  that represent the linear projection of the unobserved effects onto the time-variant explanatory variables<sup>2</sup> (Chamberlain, 1984). In the dynamic RE model with a lagged dependent variable the initial condition for the first time period observed ( $t = 0$ ) can generally not be treated as exogenous. To account for this potential endogeneity problem in non-linear models we follow Wooldridge (2005) conditioning the random effect on the dependent variable's values of the period first observed by including the time-invariant variable  $x_{it0}$  into the model in order to hold the value of the first  $t = 0$  period of the dependent variable constant. The merit of specifying a correlated random effects (CRE) tobit model is empirically checked with a Wald test of joint significance of the Chamberlain device  $\mathbf{d}_i$  and  $x_{it0}$  (Wooldridge, 2005).

Finally, McDonald and Moffitt (1980) have shown that the coefficient estimates of Tobit models can be further decomposed into separate effects of great relevance to our study objectives: (1) effects of explanatory variables on the probability of quitting consumption, and (2) effects on the magnitude of consumption. We implement this approach in the computation of marginal effects for the covariate variables in Eq. (9) by employing the margins command in Stata 13.

#### 5. Results and discussion

Tables 3 and 4 present coefficient estimates of correlated random effects Tobit models including marginal effects decomposed into magnitude effects of Dioxin media coverage on household consumption of pork chops and chicken filets, and its effect on the probability of quitting meat consumption altogether.  $\sigma_u$  the

<sup>1</sup> As beef was not implicated in the Dioxin scandal, we include the average quality adjusted price of beef products purchased by each household to account for possible substitution effects.

<sup>2</sup> For every time-variant variable,  $T = 19$  additional variables are included into the model, each of them keeping the households' values of a period  $t$  and therefore storing the variables' information of household heterogeneity for each cross section. By incorporating these variables, a flexible correlation between these explanatory variables and the unobserved household residual  $u_i$  is explicitly modeled and expressed in the parameters of  $\mathbf{d}_i$ .

**Table 3**  
CRE Tobit model estimates for pork chops demand. Source: Own calculations.

Household demand for pork chops	Coefficient	Marginal effect (probability of purchase)	Marginal effect (quantity purchased)
Food Scandal Index ( $FSI_{i,t}$ )	-0.072*** (0.019)	-0.007*** (0.002)	-0.012*** (0.003)
Short-term cons. adjustment ( $\lambda_{i,t-1}$ )	-0.192*** (0.041)	-0.018*** (0.004)	-0.033*** (0.007)
Habit persistence ( $\lambda_i^p$ )	3.549*** (0.153)	0.336*** (0.014)	0.608*** (0.026)
Price of pork chops	-0.502*** (0.025)	-0.047*** (0.002)	-0.086*** (0.004)
Price of chicken filet	-0.060 (0.042)	-0.006 (0.004)	-0.010 (0.007)
Price of beef	0.005(0.009)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
Dummy Easter Holiday	0.081* (0.049)	0.007* (0.005)	0.014* (0.008)
North	0.061(0.048)	0.006 (0.005)	0.010 (0.008)
South	0.013 (0.040)	0.001 (0.004)	0.002 (0.007)
East	0.044 (0.040)	0.004 (0.004)	0.007 (0.007)
Medium education	-0.023(0.038)	-0.002 (0.004)	-0.004 (0.007)
High education	0.016 (0.040)	0.001 (0.004)	0.003 (0.007)
Children <6 y	0.051 (0.094)	0.005 (0.009)	0.009 (0.016)
Children 6–14 y	-0.078(0.083)	-0.007 (0.008)	-0.013 (0.014)
Adolescent 15–19 y	0.017 (0.086)	0.002 (0.008)	0.003 (0.014)
HH head age 30–49 years	0.170 (0.166)	0.016 (0.016)	0.030 (0.028)
HH head age 50–69 years	0.184 (0.168)	0.017 (0.016)	0.031 (0.029)
HH head age >70 years	0.165 (0.169)	0.015 (0.016)	0.028 (0.029)
HH 2	-0.016 (0.049)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.008)
HH 3	0.017 (0.0658)	0.002 (0.005)	0.003 (0.011)
HH $\geq 4$	-0.052 (0.081)	-0.005 (0.008)	-0.009 (0.014)
Medium income	-0.007 (0.055)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.009)
High income	-0.010 (0.040)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.007)
Very high income	-0.040 (0.042)	-0.004 (0.004)	-0.007 (0.007)
Pork chops $\tau_0$ ( $\lambda_{i,t_0}$ )	0.128 (0.1088)	0.012 (0.008)	0.022 (0.015)
Constant ( $\alpha$ )	-3.539*** (0.394)		
$\sigma_u$	0.000 (0.035)		
$\sigma_e$	1.870*** (0.023)		
Number of observations	44,707		
Number of households	2353		
Log likelihood	-18,924.284		
AIC	38018.57		
BIC	38758.74		
Wald $\chi^2$	1187.24***		
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	423.55***		

\* Significance at 10% level.

\*\* Significance at 5% level.

\*\*\* Significance at 1% level.

standard deviation of the random effects estimator, is highly significant for the case of chicken filet, but not in the case of the pork chops model. Significant household preference heterogeneity for chicken filet can be explained by a greater diversity of branded and processed (e.g. convenience) fresh chicken products at retail compared to fresh pork or beef with comparatively little product innovation (Grunert, 2006). However, when Chamberlain's more advanced approach for controlling for the effects of latent factors is applied several variables in the Chamberlain device are significant for both products.<sup>3</sup> Moreover, significant likelihood ratio tests for both models confirm that neglecting the presence of correlations between the explanatory variables and unobserved heterogeneity captured in the Chamberlain device would lead to biased estimates. This suggests that the panel structure, i.e. unobserved heterogeneity, does play an important role in explaining patterns of consumption for both fresh meat products affected by the scandal. It also points to the role unobserved variations in household risk perceptions may play in explaining food consumption behaviours during times of food safety incidents.

### 5.1. Media impacts on purchase behaviour

The main model variable of interest in this analysis is the Food Scandal Index ( $FSI_{i,t}$ ) as a comprehensive measure of differential

<sup>3</sup> Detailed variable results for the Chamberlain device are not presented but available from the authors upon request.

media usage and impacts levels and related information decay processes on households' behavioural response during the 2011 Dioxin scandal in Germany. The results support our hypothesis that media coverage of the health safety risks associated with this food scandal exerted a significant negative influence on households' probability of consuming any of the affected meat products.

Moreover, households' who maintained positive consumption levels, reduce their purchases for both products directly implicated by the media significantly. A one-unit increase in the  $FSI_{i,t}$  reduced the probability of purchase for pork by 0.7% and for chicken by 0.6%, whereas the weekly quantity purchased decline by 0.012 kg and 0.007 kg, respectively. A plausible explanation for the minor adjustment in household consumption behaviour may lie in the fact that the 2011 Dioxin in meat scandal was preceded by media reports of Dioxin contaminated livestock feedstuffs and eggs in December of 2010. Prior media coverage and information on Dioxin contamination may have contributed to desensitising consumers in regards to the media induced shock when Dioxin contamination was eventually confirmed in fresh meat products. Also the 2010–11 Dioxin incident was not the first food safety event German consumers may have been exposed to. In 1998 dairy products sold across Germany, the Netherlands and Belgium showed toxic traces of Dioxin (Malisch, 2000; Verbeke et al., 2010). Overall, German consumers may have been exposed to as many as 25 noticeable food contamination incidents since 2000, 11 of them taking place across Europe. Evidence of consumer desensitisation is corroborated by Ding et al. (2013). Later (second)



**Table 4**  
CRE Tobit model estimates for chicken filet demand. Source: Own calculations.

Demand for chicken filets			
	Coefficient	Marginal effect (probability of purchase)	Marginal effect (quantity purchased)
Food Scandal Index (FSI <sub>it</sub> )	−0.034*** (0.009)	−0.006*** (0.002)	−0.007*** (0.002)
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	−0.097*** (0.025)	−0.018*** (0.004)	−0.018*** (0.005)
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	2.758*** (0.086)	0.499*** (0.015)	0.517*** (0.016)
Price of chicken filet	−0.179*** (0.008)	−0.032*** (0.002)	−0.033*** (0.002)
Price of pork chops	−0.006 (0.032)	−0.001 (0.006)	−0.001 (0.006)
Price of beef	0.001 (0.004)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
Dummy Easter Holiday	0.065*** (0.023)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)
North	0.017 (0.022)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
South	−0.003 (0.019)	−0.001 (0.003)	−0.001 (0.004)
East	−0.009 (0.022)	−0.002 (0.004)	−0.002 (0.004)
Medium education	0.021 (0.019)	0.004 (0.003)	0.004 (0.004)
High education	−0.037* (0.019)	−0.006* (0.003)	−0.007* (0.004)
Children <6 y	−0.074*** (0.036)	−0.013*** (0.006)	−0.014*** (0.007)
Children 6–14 y	0.006 (0.032)	0.001 (0.006)	0.001 (0.006)
Adolescent 15–19 y	0.045 (0.035)	0.008 (0.006)	0.008 (0.006)
HH head age 30–49 years	−0.016 (0.050)	−0.003 (0.009)	−0.003 (0.009)
HH head age 50–69 years	−0.072 (0.051)	−0.013 (0.009)	−0.014 (0.009)
HH head age >70 years	−0.098* (0.053)	−0.018* (0.009)	−0.018* (0.010)
HH 2	−0.073*** (0.024)	0.013*** (0.004)	0.014*** (0.005)
HH 3	0.135*** (0.031)	0.024*** (0.006)	0.025*** (0.006)
HH ≥ 4	0.158*** (0.035)	0.028*** (0.006)	0.030*** (0.007)
Medium income	−0.013 (0.023)	−0.002 (0.004)	−0.002 (0.004)
High income	0.005 (0.019)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)
Very high income	0.015 (0.023)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
Chicken filet $t_0$ ( $x_{i,t_0}$ )	0.140*** (0.062)	0.026*** (0.011)	0.025*** (0.011)
Constant ( $\alpha$ )	−1.694*** (0.190)		
$\sigma_u$	0.154*** (0.013)		
$\sigma_e$	1.153*** (0.010)		
Number of observations	66,937		
Number of households	3523		
Log likelihood	−29,925.86		
AIC	60,021.72		
BIC	60,796.20		
Wald $\chi^2$	2425.60***		
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	395.36***		

\* Significance at 10% level.

\*\* Significance at 5% level.

\*\*\* Significance at 1% level.

events in a series of recurring BSE incidences in Canada where shown to have a significant lower impact when compared to first instance of media coverage of a food scandal. Ding and colleagues argue that the presumed absence of evidence of noticeable human morbidity or worse mortality resulting from a first event may have mitigated the perceived health threats of subsequent safety incidences. However, we lack the data necessary to credibly validate whether any dulling of households has taken place and to what extent differences in risk attitudes, perceptions and trust in the regulation systems, the government and the media may have mattered in this context.

### 5.2. Impacts of consumption habits on household behaviour

Household consumption patterns and habits are important factors in explaining household's meat demand response during the Dioxin scandal. Short-term shifts in consumptions patterns ( $x_{i,t-1}$ ) exert negative effects, both on the level of consumption and the propensity to purchase any of the two products implicated in the incident. The magnitudes of short-term shifts in preferences exceeds those of the FSI media impact considerably, pointing to German consumers' preferences for variety in meat products; supported by strong evidence regarding the role of fresh pork and poultry play in retailers weekly promotional activities (Anders, 2008).

The presence of habit persistence ( $x_i^{PY}$ ) (Ding et al., 2011), measured by household's average consumption in the year prior to the

Dioxin scandal, shows a strong positive influence on the level of consumption and probability of purchase that over-compensates the marginal effects of all other explanatory variables. Longer-term habitual consumption seems to be stronger in pork than chicken, while demand "on the extensive margin" is stronger for chicken. The propensity of pork chops purchases during the Dioxin scandal rises by 34%-age points for every additional kg consumed in the previous year. The same figure for chicken is 50%-age points. This result suggests stronger habitual pork consumption among German households that varies more in quantity than in frequency, while chicken demand is more volatile in frequency, which could be explained by higher retail promotional intensity and overall lower average per-capita consumption level of 12 kg versus nearly 38 kg for pork (BVDF, 2014).

### 5.3. Impacts of prices and sociodemographic controls

Estimates of own-price effects carry expected signs and cross-price effects indicate a complementary demand relationship. Beef as an alternative species not implicated in the Dioxin incidence did not act as substitute in either pork or chicken demand. Despite being significant the effects of price changes on demand and the probability of purchase indicate largely inelastic household responses to price changes during the period of the scandal. Conditional on the expected value of the dependent variable, a price increase of one Euro resulted decreases in demand of 33 g and 86 g for chicken filets and pork chops, respectively.

In line with the hypothesis of the importance of underlying household heterogeneity in explaining the effects of food safety scandals, several time-invariant socio-demographic variables contribute to explaining variations in household level demand for chicken during the Dioxin scandal. We find that especially highly educated households with small children as well as households headed by older consumers significantly reduced their purchases of chicken filet meat. Increasing household size on the other hand stands for an expansion of chicken consumption. Negative consumption effects and reduced purchase decisions of educated household with small children as well as those of households headed by older consumers have typically been linked to heightened risk perceptions and concerns over adverse health effects of contaminated foods that are well documented in the literature (Adda, 2007). In contrast, none of the socio-demographic characteristics play a role in explaining household behaviour in traditional pork consuming country.

## 6. Policy implications

Overall, the empirical results reveal that the 2011 German Dioxin scandal did not trigger a magnitude of response in demand that could have been expected from the intense media coverage of this incident. We find strong evidence of a dominant effect of habit persistence that appears to have over-compensated the influence of media coverage and that may stand behind only marginal adjustments in the demand for both affected products over the comparably short period of the Dioxin scandal (Ding et al., 2011). Our findings of marginal effects of media coverage ( $FSI_t$ ) on household's post scandal demand conditional on 2010 consumption levels ( $x_t^{PY}$ ). Fig. B.1 in Appendix B provides additional support in this regard.

In addition, the lack of immediate and noticeable adverse health effects in the aftermath of the incident may have been insufficient in effectively altering household behaviour, apart from the reactions of households with small children and older consumers, in the longer-term. As stated by Dahlgrán and Fairchild (2002) food safety scandals associated with immediate threats to human health and safety, such as the 2011 "German EHEC Scandal" that immediately followed the Dioxin incident, are more likely to trigger a more pronounced behavioural response to a presumably greater shock effect of media coverage.

Our findings regarding the influence of short-term adjustments in consumption choice decisions within the broader concept of habit persistence during periods of food safety scandals is expected to hold important implications for both policy makers and stakeholders in the food industry. A more detailed understanding of how inherently heterogeneous households with differing media usage patterns respond to media coverage across channels during periods of food scandals holds important implications for effective crisis management and communication strategies typically aimed at predicting consumer behavioural responses and market-wide economic impacts. Our results provide evidence of the role habit persistence and often neglected unobserved heterogeneity play in assessing household responses to media information in the broader context of emerging public food safety and health concerns. In this context greater attention should be devoted particularly to role of household risk perceptions and its potential associations with media usage patterns and household's receptiveness to media information.

In light of the proliferation in the number of food safety incidences reported in the media our results in Fig. 2 further suggest that differences in individual's (household's) increasingly short attention spans for media information matter. As household desensitise to adverse media report regarding the safety of their food

supply, both regulators and the food industry need to consider the potential cumulative effects of reoccurring risk events that have been highlighted in studies centered on consumer trust and food scandals (Ding et al., 2013). In the case of this analysis, prior media coverage of Dioxin contamination confirmed in shell eggs may have desensitised German consumers and may have subsequently affected behavioural response to the discovery of dioxin contaminated meat, resulting in a dampening of media effects and amplified the role of habit persistence in the adjustments in meat consumption patterns.

The presence of unobserved heterogeneity in shaping household behaviour and especially the presumed underlying influence of risk attitudes on consumption choices during the Dioxin scandal also hold interesting implications for future research. Additional information on attitudinal factors, such as trust in food producers and/or related institutions such as those studied by Yang and Goddard (2011) as well as broader risk attitudes should be incorporated into formal econometric analyses of food scandals to better account for the complexity of cognitive factors that may shape behavioural responses. However, information on risk attitudes and/or trust is still missing from many available consumer surveys as was the case for the data used in this paper.

## 7. Conclusions

This paper examined factors influencing the demand of German households for select fresh meat products (pork chops, chicken filet) affected by the 2011 Dioxin scandal. A correlated random effects Tobit model was employed to account for unobserved heterogeneity in consumer responses to the food safety incident using weekly household retail panel data covering the scandal period. The impact of media coverage on household behaviour was measured through a media index ( $FSI_{i,t}$ ) including print, TV and online media reports across different sources. The modelling approach actively accounted for information decay effects in accordance with differences in media reach level and usage intensities across households.

The results suggest that the dynamics of meat demand in the aftermath of the Dioxin scandal were influenced by coverage of the incident in the media, while consumption responses varied significantly confirming the presence of unobserved heterogeneity in shaping household behaviour and the presumed influence of risk attitudes on post scandal consumption choices. However, the case of Dioxin in chicken and pork meat in Germany also revealed that household consumption patterns remained largely unaffected over time due to dominant habit persistence that over-compensated short-term adjustments. While the analysis does point to the important role that heterogeneity among household plays in explaining behavioural responses during food scandals, the availability of data on household risk attitudes, perceptions and trust measures limit our ability to provide deeper insights into the specific origin of heterogeneity in the context of the Dioxin scandal.

This study contributes to a body of literature regarding the adequate analysis of consumer behaviour during and after food scandals in several ways: (1) Up-to-date and household panel data disaggregated over products and time allow for more detailed analyses of consumer behaviour during short time periods of intense information provision through media coverage. This enables us to adequately distinguish short-run effects of media coverage on behaviour from presumed longer-term shifts in consumption habits in the aftermath of food scandals. (2) The construction of a detailed media index ( $FSI_{i,t}$ ) that for the first time considers newspapers, television and online news sources incorporates information decay effects, differences in media reach levels and differences media usage across households to adequately

capture the impacts of information on subsequent consumption choices. (3) The empirical results demonstrate the importance of accounting for unobserved heterogeneity capturing often unobservable risk perceptions as a key factor in explaining consumer behaviour in times of food scandals. Furthermore, the analysis distinguishes the marginal effects of the probability of quitting the consumption of an affected product versus the respective probability of a change in the level of consumption during the time period the dioxin scandal. To the best of our knowledge these issues have not been investigated in previous studies due to limitations in data and/or empirical estimation strategies.

### Acknowledgements

GfK for providing the Consumer Scan panel data; BMBF (German Federal Ministry of Education and Research) for the project funding (ZoGloW).

### Appendix A. Supplementary material

Supplementary data associated with this article can be found, in the online version, at <http://dx.doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.09.005>.

### References

- Adda, J., 2007. Behavior towards health risks: an empirical study using the “Mad Cow” crisis as an experiment. *J. Risk Uncert.* 35 (3), 285–305.
- AgE (Agra-Europe), 2011. Dioxinskandal erschüttert die Landwirtschaft. *Agra-Europe* 52 (1), 35–39.
- Alvensleben, R., 1995. Die Imageprobleme bei Fleisch – Ursachen und Konsequenzen. *Ber. Landw.* 73 (1), 65–82.
- Anders, S., 2008. Imperfect competition in German food retailing: evidence from state level data. *Atl. Econ. J.* 36 (4), 441–454.
- Blanciforti, L., Green, R., King, G., 1986. United States Consumer Behavior over the Postwar Period: An Almost Ideal Demand System Analysis. Giannini Foundation Monograph No. 40, Division of Agriculture, University of California.
- Brown, D.J., Schader, L.F., 1990. Cholesterol information and shell egg consumption. *Am. J. Agric. Econ.* 72 (3), 548–555.
- BVDF (Bundesverband der Deutschen Fleischwarenindustrie e.V.), 2014. Geschäftsbericht 2013/2014. Available at: <[www.bvdf.de](http://www.bvdf.de)> (accessed August 10, 2015).
- Burton, M., Young, T., 1996. The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. *Appl. Econ.* 28 (6), 687–693.
- Chamberlain, G., 1984. Panel data. In: Griliches, Z., Intriligator, M. (Eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2. North Holland, Amsterdam, pp. 1247–1318.
- Chang, H.S., Kinnucan, H.W., 1991. Advertising, information, and product quality: the case of butter. *Am. J. Agric. Econ.* 73 (4), 1195–1203.
- Chern, W.S., Zuo, J., 1995. Alternative measures of changing consumer information on fat and cholesterol. Paper presented in the Annual Meeting of American Agricultural Economics Association, Indianapolis, Indiana, August 6–9.
- Clarke, D., 1976. Econometric measurement of the duration of advertising effects on sales. *J. Mark. Res.* 13, 345–357.
- Cox, T.L., Wohlgenant, M.K., 1986. Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *Am. J. Agric. Econ.* 68 (4), 908–919.
- Dahlgran, R.A., Fairchild, D.G., 2002. The demand impacts of chicken contamination publicity – a case study. *Agribusiness* 8 (4), 459–474.
- Ding, Y., Veeman, M.M., Adamowicz, W.L., 2011. Habit, BSE, and the dynamics of beef consumption. *Can. J. Agric. Econ.* 59 (3), 337–359.
- Ding, Y., Veeman, M.M., Adamowicz, W.L., 2013. The influence of trust on consumer behavior: an application to recurring food risks in Canada. *J. Econ. Behav. Organ.* 92, 214–223.
- Deaton, A., 1988. Quality, quantity, and spatial variation of price. *Am. Econ. Rev.* 78, 418–430.
- Durant, J., Bauer, M., Gaskell, G., 1998. *Biotechnology in the Public Sphere*. A European Sourcebook. Science Museum, London.
- Foster, W., Just, R.E., 1989. Measuring welfare effects of product contamination with consumer uncertainty. *J. Environ. Econ. Manage.* 17 (3), 266–283.
- Gao, X.M., Richards, T.J., Kagan, A., 1997. A latent variable model of consumer taste determination and taste change for complex carbohydrates. *Appl. Econ.* 29 (12), 1643–1654.
- Görke, A., Kohring, M., Ruhrmann, G., 2000. Gentechnologie in der Presse. Eine internationale Langzeitanalyse von 1973 bis 1999. *Publizistik* 45 (1), 20–37.
- Grunert, K.G., 2006. Future trends and consumer lifestyles with regard to meat consumption. *Meat Sci.* 74 (1), 149–160.
- Hassouneh, I., Radwan, A., Serra, T., Gil, J., 2012. Food scare crises and developing countries: the impact of avian influenza on vertical price transmission in the Egyptian poultry sector. *Food Policy* 37 (3), 264–274.
- IVW (Informationsgemeinschaft zur Feststellung der Verbreitung von Werbeträgern e.V.), 2001. Richtlinien für die IVW-Auflagenkontrolle von Kundenzeitschriften. Available at: <[http://daten.ivw.eu/download/pdf/Presse\\_Richtlinien\\_Kundenzeitschriften.pdf](http://daten.ivw.eu/download/pdf/Presse_Richtlinien_Kundenzeitschriften.pdf)> (accessed February 2015).
- Kepplinger, H.M., 2001. *Die Kunst der Skandalisierung und die Illusion der Wahrheit*. Olzog, Munich, Germany.
- Kiouis, S., 2014. Public trust or mistrust? Perceptions of media credibility in the information age. *Mass Commun. Soc.* 4 (4), 381–403.
- Linzmayer, V., 2007. *Lebensmittelskandale in den Medien: Risikoprofile und Verbraucherverunsicherung*. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, Germany.
- Lobb, A.E., 2005. Consumer trust, risk and food safety: a review. *Food Econ.* 2 (1), 3–12.
- Malisch, R., 2000. Increase of the PCDD/F-contamination of milk, butter and meat samples by use of contaminated citrus pulp. *Chemosphere* 40 (9–11), 1041–1053.
- Mazzocchi, M., Monache, D.D., Lobb, A.E., 2006. A structural time series approach to modelling multiple and resurgent meat scares in Italy. *Appl. Econ.* 38 (14), 1677–1688.
- Mazzocchi, M., 2006. No news is good news: stochastic parameters versus media coverage indices in demand models after food scares. *Am. J. Agric. Econ.* 88 (3), 727–741.
- McCarthy, M., Henson, S., 2005. Perceived risk and risk reduction strategies in the choice of beef by Irish consumers. *Food Qual. Pref.* 16 (5), 435–445.
- McDonald, J.F., Moffitt, R.A., 1980. The uses of Tobit analysis. *Rev. Econ. Stat.* 62 (2), 318–321.
- Mundlak, Y., 1978. On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica* 46, 69–85.
- Park, J.L., Capps, O., 1997. Demand for prepared meals by US households. *Am. J. Agric. Econ.* 79 (3), 814–824.
- Piggott, N.E., Marsh, T.L., 2004. Does food safety information impact U.S. meat demand? *Am. J. Agric. Econ.* 86 (1), 154–174.
- Richards, T.J., Patterson, P.M., 1999. The economic value of public relations expenditures: food safety and the strawberry case. *J. Agric. Res. Econ.* 24 (2), 440–462.
- Rowe, G., Frewer, L., Sjöberg, L., 2000. Newspaper reporting of hazards in the UK and Sweden. *Publ. Underst. Sci.* 9 (1), 59–78.
- Saghaian, S., Reed, M., 2007. Consumer reaction to beef safety scares. *Int. Food Agrib. Manage. Rev.* 10 (1), 18–35.
- Schmit, T.M., Kaiser, H.M., 2003. Dietary cholesterol concerns and demand for eggs. In: Chern, W.S., Rickertsen, K. (Eds.), *Health Nutrition and Food Demand*. CABI Publishing, Cambridge, MA, pp. 203–223.
- Serra, T., 2011. Food scare crisis and price volatility: the case of BSE in Spain. *Food Policy* 36 (2), 179–185.
- Smed, S., Jensen, J.D., 2005. Food safety information and food demand. *Brit. Food J.* 107 (3), 173–186.
- Smed, S., 2012. Information and consumer perception of the “organic” attribute in fresh fruits and vegetables. *Agric. Econ.* 43 (1), 33–48.
- Smith, M.E., Van Ravenswaay, E.O., Thompson, S.R., 1988. Sales loss determination in food contamination incidents: an application to milk bans in Hawaii. *Am. J. Agric. Econ.* 70 (3), 513–520.
- Shonkwiler, J.S., Yen, S.T., 1999. Two-step estimation of a censored system of equations. *Am. J. Agric. Econ.* 81 (4), 972–982.
- Sun, T.Y., Blaylock, J.R., 1993. An Evaluation of Fluid Milk and Cheese Advertising Technical Bulletin, No. 1815. ERS, USDA, Washington, DC.
- Swartz, D.G., Strand, I.E., 1981. Avoidance costs associated with imperfect information: the case of kepone. *Land Econ.* 57 (2), 139–150.
- Verbeke, W., Ward, R.W., 2001. A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative TV press and advertising impact. *Agric. Econ.* 25 (2–3), 359–374.
- Verbeke, W., Viaene, J., Guiot, O., 2010. Health communication and consumer behavior on meat in Belgium: from BSE until Dioxin. *J. Health Commun.* 4 (4), 345–357.
- Ward, R.W., Dixon, B.L., 1989. Effectiveness of fluid milk advertising since the dairy and tobacco adjustment Act of 1983. *Am. J. Agric. Econ.* 71 (3), 730–740.
- Wildner, S., 2002. Der Einfluss der BSE-Berichterstattung auf die Nachfrage nach Fleisch und Fisch. *Ber. Landw.* 80 (1), 40–52.
- Wooldridge, J.M., 2005. Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. *J. Appl. Economet.* 20 (1), 39–54.
- Yadavalli, A., Jones, K., 2014. Does media influence consumer demand? The case of lean finely textured beef in the United States. *Food Policy* 49 (1), 219–227.
- Yang, J., Goddard, E., 2011. Canadian consumer responses to BSE with heterogeneous risk perceptions and risk attitudes. *Can. J. Agric. Econ.* 59 (4), 493–518.
- Zheng, Z., Henneberry, S.R., 2010. The impact of changes in income distribution on current and future food demand in urban China. *J. Agric. Res. Econ.* 35 (1), 51–71.

### **2.3. Changes in Consumers' Meat Demand during the Dioxin Scandal in Germany: The Role of the Media and Consumer Attitudes**

Jörg Rieger, Daniela Weible

*Journal of the Austrian Society of Agricultural Economics* (2016) 25, 87–96.

# Changes in Consumers' Meat Demand during the Dioxin Scandal in Germany: The Role of the Media and Consumer Attitudes

Veränderungen der Fleischnachfrage durch den Dioxin Skandal: Die Rolle der Medien und Verbrauchereinstellungen

Jörg RIEGER und Daniela WEIBLE

## Summary

This study investigates household's demand responses to the German dioxin scandal in 2011 based on GfK Consumer Scan panel data focusing on the effect of media coverage and consumption habits. In contrast to pork demand, the media had a significant negative effect on the propensity to purchase poultry as well as the quantity purchased. We found evidence that strong habit persistence compensated the negative influence of household media exposure. This indicates the importance of considering also other factors (e.g. risk perception), to explain changes in consumers' meat demand during food scandals.

**Keywords:** demand analysis, media effect, habits, food scandal

## Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersucht die Fleischnachfrage von Haushalten in Deutschland während des Dioxinskandals 2011. Die auf wöchentlichen Daten des GfK-Haushaltspansels basierenden Analysen zeigen einen signifikant negativen Effekt der Medienberichterstattung auf die Geflügelfleischnachfrage jedoch nicht auf die Schweinefleischnachfrage. Langfristig werden diese Effekte aber durch das Gewohnheitsverhalten der Haushalte kompensiert was die Bedeutung von Konsumenteneinstellungen (Risikowahrnehmung etc.) bei Lebensmittelskandalen hervorhebt.

**Schlagworte:** Nachfrageanalyse, Medieneinfluss, Lebensmittelskandal, Konsumgewohnheiten

## 1. Introduction

In the last decades European consumers have repeatedly experienced severe food scandals like the foot and mouth disease or the BSE scandal. Scandals are usually unforeseen and temporary events having severe economic impacts especially on consumption patterns of consumers. In December 2010 too high dioxin contents in the feed for poultry, pigs, and laying hens were discovered in Germany. The source of contamination was the illicit use of technical fatty acids in the production process of nearly 3,000 tons of feed by a feed mill in northern Germany. In January 2011 high dioxin contents were discovered in pork and poultry in different federal states in Germany (AGE, 2011). This so called dioxin scandal triggered an intensive media coverage and public debate over institutional deficiencies in the food and animal feed production in Germany. Several studies investigated the extent of economic consequences as well as the relevant determinants for consumers' behavior in the context of food scandals. The general tenor is that food scandals have severe economic impacts and the media coverage (BURTON and YOUNG 1996) as well as behavioral and attitudinal factors (DING et al., 2011, 2013; LOBB et al., 2007) can play an important role in the disclosure of such scandals affecting

consumers demand patterns. However, it became evident that the reaction of consumers in the course of a food scandal differs greatly and the specific reasons have not been sufficiently understood. The objective of this paper is to contribute to the better understanding of consumer behavior in the course of food scandals. Possible changes in demand during the dioxin scandal are quantified and the impact of relevant determinants considered hereof. Our hypothesis is that consumers react to the scandal by reducing or stopping their meat purchases. We assume that negative effects on demand behavior are mainly driven by media coverage. Further, we expect that consumption habits persist and counteract to reductions in demand.

## **2.Theoretical approach**

### **2.1 Consumer behavior**

Underlying determinants of purchases or consumption can be manifold (KOTLER and BLIEMEL, 1995). Besides socioeconomics such as age, gender, presence of children, income and education, also other psychological and social constructs are important. These include individual perceptions, attitudes, emotions, motives, knowledge, values, information, knowledge and aspects of personal lifestyle and personality (TROMMSDORFF and TEICHERT, 2011). In the case of a food scandal, consumers are able to react by changing their purchase behavior. Since a multitude of food products are permanently available and accessible, products affected can be substituted by others. However, each consumer will respond differently depending on the extent of the individual perceived risk and the feeling of insecurity. Both are also determined by information gathered at the time of the crisis through media and the social environment.

Individual perceived risk is different from objective risk as consumers cannot gather and discriminate all the required information about the risky event which impedes them in making rational choices (SIMON et al., 2002). The level of risk perception can influence consumers demand behavior and interacts with various factors. Especially during food scandals the media can amplify the risk among consumers by sensationalising the food safety incident (ROWE et al., 2000). However the influence of the media coverage on risk perception and consequently the intention to purchase depends on the consumer trust in this information source (LOBB et al., 2007). Further, consumers' response to a food risk depends on consumers' desire, expressed through its habits, to adapt to that risk event. During food scandals consumption habits can influence the level of risk perception as they can act as risk relievers. In particular, habit persistence can offset the negative influence of the media and explain the reason for marginal or no demand changes during food scandals (DING et al., 2011). This will be further investigated in this study.

### **2.2 Media effect**

We follow previous literature in constructing a media index which is based on the frequency of the media coverage (e.g. number of newspaper articles) as an adequate indicator for the journalistic attention as well as for the consumer awareness of a specific topic in a certain time period (DURANT et al., 1998). All media articles about the dioxin scandal are used and no differentiation is made between positive and negative articles to avoid any subjective classification (MAZZOCCHI, 2006). In the literature

media indices of absolute or cumulative numbers of articles have been widely used (BURTON and YOUNG 1996). Few studies, however, have explicitly modeled the diminishing marginal effects of media information. We follow the approach of CHERN and ZUO (1995) in constructing our media index as it accounts for carryover effects and forgetting using polynomial lag distributions to stimulate non-linear diminishing marginal effects of media information. Further we take differences in the potential media influence levels into account by computing weekly weights of different media (TV, print, online) in accordance to their actual reach level (SCHMIT and KAISER 2003). The Food Scandal Index (FSI) can be expressed as follows:

$$FSI_{i,t} = \sum_{k=0}^n W_k M_{t-k} \quad (1)$$

where  $M_{t,k}$  is the number of relevant media articles published within a given period ( $t-k$ ),  $n$  is the number of lagged periods and  $W_k$  is the weight assigned to lagged period  $k$ .  $W_k$  is computed using a 3<sup>rd</sup> degree polynomial to overcome the restrictions of symmetric weights:

$$W_k = x_0 + x_1 k + x_2 k^2 + x_3 k^3 \quad (2)$$

Here  $k$  is the number of lagged periods, and  $x_0, x_1, x_2, x_3$  are parameters. The values of these coefficients have to be determined based on the subsequent criteria: (1) the maximum weight lies between the current period ( $k=0$ ) and the last lagged period ( $k=n$ ); (2) the minimum weight occurs at  $k = (n+1)$  and (3) is set to zero ( $W_{n+1} = 0$ ); (4) the sum of weights over the current and lagged period  $i$  have to be equal to one.

Incorporating these criteria in equation (2) results in:

$$W_k = 2a/((n+1)b) + (12m/b)k - (6(n+1+m)/((n+1)b))k^2 + (4/((n+1)b))k^3 \quad (3)$$

where  $a = (n+1)^2(n+1-3m)$  and  $b = (n+2)[(n+1)^2 - m(2n+3)]$ . In these terms  $n$  is the number of total lag periods and  $m$  is the lag period with the maximum weight. The term  $(n+1-3m)$  needs to be positive.

### 3. Data and descriptive statistics

#### 3.1 Media index

For the Food Scandal Index we selected the newspapers, online news and TV news with the highest reach level in Germany during the time period the dioxin scandal occurred. We obtained the relevant articles utilising the LexisNexis Academic Search tool and official news archives. A total of 352 relevant articles were published over the first 19 calendar weeks of 2011. For this period of observation we analyse possible short and medium-term effects of the dioxin scandal on household behavior. The specification of the adequate FSI is based on the Bayesian information criterion (BIC) to determine the appropriate lag length  $n$  and maximum lag weight  $m$ . The development of the media coverage and the FSI during the dioxin scandal is depicted in figure 1.

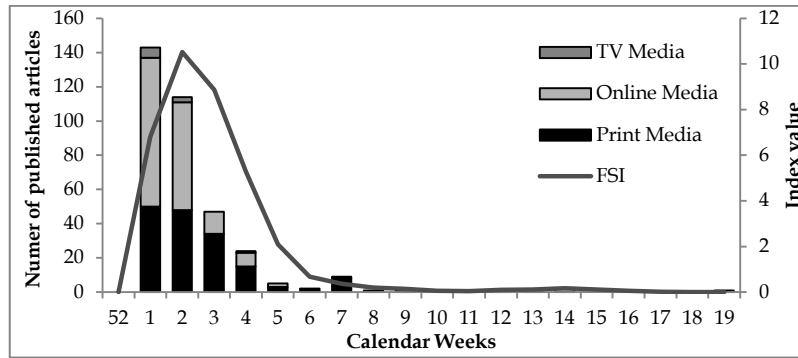


Fig. 1: Media coverage and the FSI during the dioxin scandal in 2011.  
Source: OWN CALCULATION based on LexisNexis and news archives

### 3.2 Household Scanner Data

The analysis of consumer behavior during the dioxin scandal is based on a sample of the GfK Consumer Scan panel dataset on food purchases of German households covering the years 2010 and 2011 (104 calendar weeks) with a total number of 16,023 households. For each shopping trip detailed information about individual household's purchases by species (pork, poultry, beef), type of cut is collected, including the transaction date, amount purchased and expenditure, and retail outlet. In addition, the dataset comprises socio-demographic information about the households.

The data has been aggregated to weekly observations and a constant data pool<sup>1</sup> of households has been created in order to permit the comparison of identical households over the whole period consisting of 6,199 households and a total of 636,376 observations. To examine the changes in consumers demand for poultry and pork we computed the changes in demand for both products on identical calendar weeks in 2010 and 2011 (see figure 2). Overall the consumption level of poultry and pork meat declined by about 41% and 32% respectively. The largest decline in demand can be observed during the first three calendar weeks which fall in line with 86% of the total media coverage.

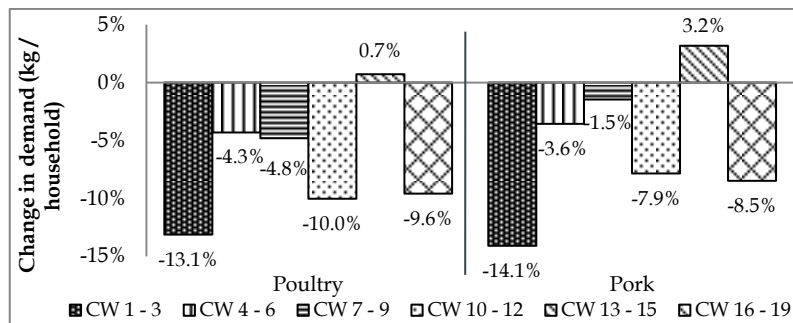


Fig. 2: Changes in households demand for pork and poultry from 2010 to 2011  
Source: OWN CALCULATION based on GfK data.

Because exact product prices are not reported in the GfK Consumer Scan panel, only unit values can be calculated, having well-known shortcomings as they capture quality differences which can lead to biased estima-

<sup>1</sup> We included households who reported purchases in more than 75% of the 104 weeks of observation and showed no gaps in purchase reporting of more than 3 consecutive weeks.



tion results. Therefore, we compute quality adjusted prices by estimating hedonic price functions (COX and WOHLGENANT, 1986) for pork and poultry. Because quality characteristics are unobservable, variables which influence the consumer's choice of quality such as socio-demographic variables and the retail outlets are used as proxies for household preferences.

#### 4.Method

Since our data has a large share of zero consumption values for both of the investigated product categories we base our analysis on a dynamic Tobit model. We estimated a dynamic correlated random effects Tobit model that considers the complex structure of the panel which is important when analyzing consumer demand during food scandals (for further details see RIEGER and KUHLGATZ, 2015):

$$x_{i,t}^* = \alpha + \beta FSI_{i,t} + \mathbf{p}_{i,t} \gamma + \mathbf{h}_{i,t} \mu + \lambda_1 x_{i,t-1} + \lambda_2 x_i^{PY} + \mathbf{d}_i \eta + u_i + e_{i,t}$$

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2), e_{i,t} \sim N(0, \sigma_e^2)$$

$$x_{i,t} = x_{i,t}^* \quad \text{if } x_{i,t}^* > 0 \quad x_{i,t} = 0 \quad \text{if } x_{i,t}^* \leq 0$$

where  $x$  is the amount of goods consumed,  $x^*$  is a latent variable representing the consumer's propensity to buy a product given their preference structure,  $\mathbf{p}$  is a vector of prices consisting of the prices of the investigated products as well as a price for beef products.  $FSI$  is the media index defined in eq. (1) and  $\mathbf{h}$  is a vector of household characteristics. Indices  $i = 1, \dots, N$  and  $t = 0, \dots, T$  denote the household and week. As consumer behavior for the investigated product is likely to be influenced by consumption habits (DING et al. 2011), we include a lagged dependent variable, which takes values of the quantity demanded in the previous period  $x_{t-1}$  (short-term habitual adjustments), as well as a time-invariant variable  $x^{PY}$  (long-term consumption habits), which indicates the quantity consumed by the household in 2010.  $u_i$  is an unobserved household specific effect that is modeled as a random effect (RE) and  $e_{i,t}$  is the idiosyncratic error term. To overcome the restrictive assumption of independence between the random effect and the explanatory variables, we employ the correlated RE model proposed by CHAMBERLAIN (1984), which relaxes this assumption by including a set of variables  $\mathbf{d}_i$  that represent the linear projection of the unobserved effects onto the time-variant explanatory variables. Parameter estimates can be further divided into (1) the effect on the probability of quitting consumption, and (2) the effect on the magnitude of consumption (MCDONALD and MOFFITT, 1980) which is of great relevance to our research objective.

#### 5.Results and discussion

Table 1 presents the estimates of the correlated random effect Tobit model for the marginal effects on the probability of quitting demand and on the magnitude of demand changes for poultry and pork respectively. The results for the FSI support our hypothesis that media coverage exerted a significant negative influence on households' probability of consuming poultry as well as on the quantity consumed.

Tab. 1: CRE Tobit model estimates for poultry and pork

Demand for Poultry	Marginal effects	
	Purchase probability	Quantity purchased
Food Scandal Index (FSI <sub>i,t</sub> )	-0.002***	-0.002***
Short-term habits (x <sub>i,t-1</sub> )	-0.022***	-0.030***
Long-term habits (x <sub>i,PY</sub> )	0.470***	0.659***
Price of poultry	-0.041***	-0.057***
Price of beef	0.000	0.000
Wald $\chi^2$	7485.42 ***	
Demand for Pork	Purchase probability	Quantity purchased
Food Scandal Index (FSI <sub>i,t</sub> )	-0.001	-0.001
Short-term habits (x <sub>i,t-1</sub> )	-0.015***	-0.021***
Long-term habits (x <sub>i,PY</sub> )	0.400***	0.586***
Price of pork	-0.031***	-0.046***
Price of beef	-0.001	-0.002
Wald $\chi^2$	9998.82***	
Notes: ***, ** and * denote significance at 1%, 5% and 10% level. N=116,261. Control variables cover education level, household net income, household composition and place of residence. Results are available from the authors upon request.		

Source: OWN CALCULATIONS based on GfK data

A one-unit increase in the FSI reduced the probability of purchase for poultry by 0.2%, whereas the weekly quantity purchased decline by 0.002 kg which is quite low even though the media effect in the second calendar week could be 10 times higher (see figure 1). For pork demand the FSI had a negative but not significant effect. However, in regard to pork chop, which is the most important pork product, RIEGER and KUHLGATZ (2015) showed a highly significant effect by media coverage during the dioxin scandal. This indicates that the demand of most of the other pork products were not affected by the scandal and compensated the significant media's effect on pork chops demand. A plausible reason for the marginal adjustment in household consumption behavior is the fact that the dioxin scandal already started in December 2010 where high dioxin contents in eggs were verified. This could have desensitized consumers and reduced the shock effect when the dioxin scandal extended to pork and chicken meat. Evidence of consumer desensitisation by reoccurring food scandals is confirmed by DING et al. (2013) where a series of recurring BSE incidences in Canada was investigated. Other plausible reasons for the marginal adjustment could be strategies on the supply side, for instance sales promotion or price formation. Those are not covered in the model due to data limitations. The results further suggest that consumptions habits are important factors in explaining household's meat demand response during the Dioxin scandal which is also in line with our hypothesis. The significant negative effect of the short-term consumptions habits (x<sub>i,t-1</sub>) on the magnitude and the purchasing propensity indicates that consumers prefer a variation of different kinds of food over the weeks. The long-term consumptions habits, measured by the household's average consumption level of 2010 (x<sub>i,PY</sub>), had a strong positive significant influence for both products giving evidence of habit persistence in the long-term. We find evidence that the strong effect of habit persistence appears to have acted as a risk reliever and compensated the influence of media coverage resulting in the minor adjustments in the demand for both products (DING et al., 2011). The price estimates for poultry and pork carry expected negative signs. Beef, which was not affected by the dioxin scandal, did not act as substitute in either poultry or pork demand.

## 6. Conclusion

This paper aims to explain household's meat demand responses during the German dioxin scandal in 2011. A correlated random effect Tobit model was applied for analyzing pork and poultry demand. To account for the impact of media coverage, a media index was constructed. Although strong habit persistence regarding the household's purchase of pork and poultry were identified, a negative yet minor impact of the media index on the propensity to buy as well as the purchased quantity could have been observed. However, a significant impact of the media index was only detected for poultry demand. In regard to pork, we assume that only specific products, e.g. pork chops, were affected by media coverage, and thus, compensated by the overall effect of the product aggregate. The research presented in this article indicates the importance of considering more individual factors of consumers, e.g. attitudes and perceptions, to explain changes in demand behavior during food scandals.

## References

- AGE (AGRA-EUROPE ) (2011): Dioxinskandal erschüttert die Landwirtschaft. *Agra-Europe*, 52, 1, 35-39.
- BURTON, M. and YOUNG, T. (1996): The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. *Applied Economics*, 28, 6, 687-693.
- CHAMBERLAIN, G. (1984): Panel data. In: GRILICHES, Z. and INTRILIGATOR, M. (Eds.): *Handbook of Econometrics Vol. 2*. Amsterdam: North Holland, 1247-1318.
- CHERN, W. and ZUO, J. (1995): Alternative Measures of Changing Consumer Information on Fat and Cholesterol. Paper presented in the Annual Meeting of American Agricultural Economics Association, Indianapolis, Indiana, August 6-9.
- COX, T.L. and WOHLGENANT, M.K. (1986): Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 4, 908-919.
- DING, Y., VEEMAN, M.M. and ADAMOWICZ, W.L. (2011): Habit, BSE, and the Dynamics of Beef Consumption. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 59, 3, 337-359.
- DING, Y., VEEMAN, M.M. and ADAMOWICZ, W.L. (2013): The Influence of Trust on Consumer Behavior: An Application to Recurring Food Risks in Canada. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 92, 214-223.
- DURANT, J., BAUER, M. and GASKELL, G. (1998): *Biotechnology in the public sphere*. A European Sourcebook, Science Museum, London.
- KOTLER, P. and BLIEMEL, F. W. (1995): *Marketing-Management: Analyse, Planung, Umsetzung und Steuerung*. Stuttgart: Schaffer-Poeschel.
- LOBB, A. E., MAZZOCCHI, M. and TRAILL, W. B. (2007): Modelling risk perception and trust in food safety information within the theory of planned behaviour. *Food Quality and Preference*, 18, 2, 384-395.
- MAZZOCCHI, M. (2006): No News Is Good News: Stochastic Parameters versus Media Coverage Indices in Demand Models after Food Scares. *American Journal of Agricultural Economics*, 88, 3, 727-741.
- MCDONALD, J.F. and MOFFITT, R.A. (1980): The Uses of Tobit Analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 62, 318-321.
- RIEGER, J, KUHLGATZ, C. (2015): Analyzing consumer demand during a food scandal: the case of dioxin contaminated feed in Germany. 29<sup>th</sup> International Conference of Agricultural Economics, Milan, Italy 2015. IAAE.
- ROWE, G., L. FREWER and L. SJOBERG (2000): Newspaper reporting of hazards in the UK and Sweden. *Public Understanding of Science* 9, 1, 59-78.

- SCHMIT, T.M. and KAISER, H.M. (2003): Dietary cholesterol concerns and demand for eggs. In: Chern, W.S. and Rickertsen, K. (Eds): Health Nutrition and Food Demand. Cambridge, MA: CABI Publishing.
- SIMON, H. A., EGIDI, M. and VIALE, R. (1992): Economics, bounded rationality and the cognitive revolution. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

**Affiliation**

*Dipl.-Ing. agr. Jörg Rieger and Dr. Daniela Weible*  
*Thünen Institute, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig, Germany*  
*eMail: [joerg.rieger@thuenen.de](mailto:joerg.rieger@thuenen.de), [daniela.weible@thuenen.de](mailto:daniela.weible@thuenen.de)*

## **2.4. “Why some consumers don’t care”: Heterogeneity in household responses to a food scandal**

Jörg Rieger, Daniela Weible, Sven Anders

*Appetite* (2017) 113, 200–214.



## “Why some consumers don’t care”: Heterogeneity in household responses to a food scandal



Jörg Rieger <sup>a,\*</sup>, Daniela Weible <sup>b</sup>, Sven Anders <sup>c</sup>

<sup>a</sup> Thuenen Institute of Farm Economics, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig, Germany

<sup>b</sup> Thuenen Institute of Market Analysis, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig, Germany

<sup>c</sup> Department of Resource Economics and Environmental Sociology, University of Alberta, Edmonton, AB T6G 2H1, Canada

### ARTICLE INFO

#### Article history:

Received 17 November 2016

Received in revised form

5 February 2017

Accepted 25 February 2017

Available online 1 March 2017

### ABSTRACT

In the aftermath of food scandals, household perceptions about the health risks posed by failures in food safety play a central role in determining their mitigating behavior. A stream of literature has shown that factors including media coverage of a scandal, risk perceptions, trust in food safety information, and consumption habits matter. This paper deviates from the standard assumption of a homogeneous response to media information across all households exposed to a food scandal. Instead, we present an innovative multi-method approach to investigate the impacts of household heterogeneity in underlying psychological and behavioral, media usage patterns and consumption habits on poultry demand in the aftermath of the 2011 German dioxin scandal. The analysis employs weekly retail purchase and matching survey data for 6133 households covering pre and post scandal periods. The supplementary survey data elicits household respondent's risk perceptions and risk attitudes, product label and media information behavior. Initial factor and cluster analysis identify household segments based on psychographic and behavioral indicators. We then estimate a correlated random effect Tobit model to account for clustered household responses to quantify the influence of media effects distinguishing between short-term risk mitigation behavior and longer-term habit persistence. Our results confirm significant heterogeneity in household's media-induced risk-mitigation responses to the dioxin scandal across three clusters. However, we find that habit persistence in the form of consumption preferences for the affected products were able to largely compensate for demand-reducing media effects across household clusters. Considering heterogeneity in household's risk mitigation behaviors to food scandals holds implications for policy makers and food industry alike.

© 2017 Elsevier Ltd. All rights reserved.

### 1. Introduction

A sequence of highly public food scandals, such as BSE (Bovine Spongiform Encephalopathy) or contamination of vegetables with *E. coli* in recent years, has put food safety firmly on the agenda of policy makers and food industry stakeholders alike. In response, both governments and the food industry have taken action in the form of traceability and quality assurance systems aimed at mitigating the risk of subsequent failures. When asked consumers frequently note their concern about food intake related health risks (Smed & Jensen, 2005). However, their important role in assuring food safety is often missing from the public debate. On the contrary, studies suggest that when it comes to food purchase decisions, the

majority of consumers rank extrinsic quality cues such as freshness and price highest. More recently food production, process attributes including environmental factors and animal welfare have entered many consumers' set of food choice criteria. Food safety, however, is taken for granted by many consumers and typically not considered an attribute of variable quality worthy of particular consideration during the purchase decision process. In fact, available food safety information is considered relatively ineffective in changing consumer behavior one way or the other (Downs, Loewenstein, & Wisdom, 2009; Enax & Weber, 2015).

This paradigm changes fundamentally during periods of food safety failures and ensuing public reworking of food scandals. It is during food scandals when the understanding of consumer risk perceptions and the public's reaction to related information become of great importance to those tasked with mitigating the economic and political outfall of food safety failures in the food system.

\* Corresponding author.

E-mail addresses: [joerg.rieger@thuenen.de](mailto:joerg.rieger@thuenen.de) (J. Rieger), [daniela.weible@thuenen.de](mailto:daniela.weible@thuenen.de) (D. Weible), [sven.anders@ualberta.ca](mailto:sven.anders@ualberta.ca) (S. Anders).

<http://dx.doi.org/10.1016/j.appet.2017.02.038>

0195-6663/© 2017 Elsevier Ltd. All rights reserved.

In a previous analysis of consumer reactions to the dioxin scandal Rieger, Kuhlitz, and Anders (2016, p. 91) concluded that “the availability of data on household risk attitudes, perceptions and trust measures limit our ability to provide deeper insights into the specific origin of heterogeneity in the context of the Dioxin scandal”. The objective of this study is to investigate the impact of heterogeneity in consumer risk perceptions, risk attitudes and consumption habits under the influence of media information on demand behavior in the aftermath of food scandals. In doing so, this analysis seeks to provide a deeper and more detailed understanding of the relevant behavioral and attitudinal determinants behind differences in realized risk-mitigating outcomes.

We pursue our objective using a set of detailed household-level retail purchase panel data spanning pre- and post-scandal periods for the 2011 German “dioxin scandal”. The dioxin scandal marks a failure in the meat supply chain that resulted in critical concentrations of highly toxic dioxin in poultry and pork meat. The origin of contamination was traced to the illegal use of technical fatty acids in the production process of nearly 3000 tons of feed (Agra-Europe, 2011). However, an official investigation by the Federal Institute for Risk Assessment (BfR) declared affected meat products to pose no risk to human health (BfR, 2011).<sup>1</sup> Household purchases of fresh poultry are complemented by survey data gathered from the same panel members covering a series of seventeen questions on food- and health-related attitudes, risk perceptions, and aspects of personal lifestyle collected pre-scandal. The analysis employs an innovative multi-method approach combining retail purchase data with survey data for identical households. In doing so we are able to overcome attitude-behavior gaps present in previous studies that have documented consumer reactions and demand patterns in the aftermath of food scandals (Adda, 2007; Burton & Young, 1996).

The remainder of this paper is structured as follows. Next section introduces a conceptual model of risk perceptions and media information impacts on consumer behavior during periods of food scandals. We then discuss the GfK household panel data (Gesellschaft für Konsumforschung) and media data as well as the econometric approach applied to analyze heterogeneity in household's demand responses to the food scandal in section 3. Section 4 presents and discusses empirical results and the paper finishes with implications and concluding remarks.

## 2. Conceptual approach

The literature agrees in that media coverage and information asymmetry play a central role in explaining consumer behavior during food scandals (Adda, 2007; Wansink, 2004). Yet most models have treated consumers as responding in a homogeneous manner (e.g. Piggott & Marsh, 2004). To date only a few studies have taken an interest in how individual behavioral and attitudinal factors, such as trust and habits, and especially risk perceptions and risk attitudes, as individual's subjective judgement and characterization of the severity of a food risk and their intention to evaluate a potentially risky situation in a favorable or unfavorable way, may shape response patterns (Cao, Just, Turvey, & Wansink, 2015; Ding, Veeman, & Adamowicz, 2013, 2011; Mazzocchi, Lobb, Bruce Traill, & Cavicchi, 2008; Roosen, Thiele, & Hansen, 2005; Yang & Goddard, 2011).

However, the literature has yet to devote more attention to the

<sup>1</sup> During the first week of 2011 various media referred to BfR expert opinions stating that adverse human health effects of consuming affected poultry meat could be excluded with a high probability. The official BfR press release, published during week four of 2011, confirmed that the consumption of contaminated eggs and meat (poultry and pork) poses no risk to human health.

phenomenon of heterogeneity in response patterns to failures in food safety where apparently some consumers show strong demand reactions whereas others “just don't seem to care” (Turvey, Onyango, Cuite, & Hallman, 2010).

Assuming that different types of consumers (or households) are likely to respond differently to food safety risks and related information based on a set of underlying psychographic and behavioral variables should be essential to the better understanding of why some consumers don't care whereas others quit the market altogether.

### 2.1. Consumer behavior in the context of food scandals

Underlying determinants of purchase or consumption decisions can be manifold ranging from socio-demographic factors to psychological and social constructs (Kotler & Keller, 2012; Siegrist, Gutscher, & Earle, 2005). During periods of food scandals – failures in food safety systems – some consumers tend to at least temporarily deviate from their often habitual consumption behavior subject to their perceived severity of health risks and other psychological and cognitive factors that gain importance as drivers of choice behavior. Festinger's (1957) theory of cognitive dissonance attributes consumers' response to risk and newly available information as the outcome of dissonance between conflicting views held by the individual. For instance, information about contaminated poultry products may conflict with existing product preferences. The apparent dilemma may lead individuals to engage in mitigating behaviors to minimize risk exposure through reducing, postponing or substituting an affected product of perceived lower risk. Alternatively, the individual may actively refrain from or only selectively process available risk information and instead reinforce selective subjective beliefs about the trustworthiness of media reports. This alternative motivational process of confirmatory bias (Frey, 1986) in line with cognitive dissonance theory may result in unchanged (habitual) consumption behavior during the food scandal.

The seemingly irrational and inconsistent behavior in response to expert opinions and scientific knowledge described by cognitive dissonance can partially be explained by consumers' inability to discriminate between subjective perceptions and objective health risks that often require complex knowledge about risky events and how to impede them in making rational choices (Simon, Egidi, Viale, & Marris, 1992).

The actual extent to which cognitive dissonance prevails and perceived risks influence post-scandal consumption decisions may vary substantially across consumers and be affected by a multitude of factors. Those may include the type of food risk, past product experience (habitual consumption) and involvement and the degree of exposure regarding information about underlying risks (e.g. McCarthy & Henson, 2005; Yang & Goddard, 2011). In the case of foodborne illness, caused by a toxic chemical contamination of meat such as dioxin, meats high involvement nature may make consumers' easily overestimate the actual health risks. Under such circumstances, consumers' may heavily rely on subjective risk perceptions and media information to inform response strategies (Verbeke, Sioen, Brunsø, De Henauw, & Van Camp, 2007).

The central role media information plays in amplifying public risk perceptions during periods of food scandals are well researched (Raupp, 2014; Rowe, Frewer, & Sjöberg, 2000). Studies agree in that the volume and the intensity of coverage of an incident (“quantity coverage theory”) rather than the actual content of reporting is likely to (negatively) affect consumers' behavioral response (Mazur & Lee, 1993; Mazur, 1981). As such, the level of media exposure or media usage will directly affect risk perception outcomes (Fleming, Thorson, & Zhang, 2006; Rowe et al., 2000). In

turn, and at least temporarily, media coverage may increase levels of uncertainty or insecurity that contribute to cognitive dissonance, which for some consumers results in a substantial reduction in the demand for affected products in question (e.g. Dahlgran & Fairchild, 2002).

Studies by Lobb, Mazzocchi, and Traill (2007), Mazzocchi et al. (2008) and Tonsor, Schroeder, and Pennings (2009) are among a small stream of literature that investigate how differences in individual's levels of trust and perceptions about the reputation of media channels affect consumer risk perceptions and behaviors during crises. For instance, Tonsor et al. (2009) found that health-conscious consumers with low levels of trust in the food safety management capacity of public authorities, showed strong trust in product labelling of credence attributes for evaluating food safety. Along similar lines, Mazzocchi et al. (2008) stated that in cases of food scares consumers who trust in food safety information provided by a specific media channel, such as credence attribute product labelling, may also turn out to be more sensitive to food safety issues resulting in more pronounced demand responses. Our approach follows previous work by Ueland et al. (2012) and others that have confirmed the value of attitudinal scales as proxies of risk perceptions. For example, distributions of scores across factors such as attitudes towards functional foods or food neophobia, taken together, can provide sufficient information to indicate an individual's or household's level of perceived (food) risk. As health conscious consumers are expected to give greater importance to food-health and food safety in order to avoid negative health outcomes, such consumer can also be expected to have higher levels of sensitivity to potential food risks and be overall more risk averse in their food purchase choice decisions (Michaelidou & Hassan, 2008; Robinson & Smith, 2003).

Whether and to what extent the exposure to media information amplifies risk perceptions that results in cognitive dissonance (presumably with existing consumption habits) and a subsequent behavioral response is ultimately an empirical question. The analysis in this paper therefore rests on the assumption that perceived food safety risks, exposure or usage of media, trust in media and consumption habits are essential and interdependent factors that explain differences in consumer's mitigating behaviors to minimize risk exposure.

Of particular interest and part of our empirical strategy is the question to what degree the above-mentioned factors vary between consumer segments. Second, assuming that varying degrees of habit persistence exists in all consumer groups, the strength of habitual behavior observed in the aftermath of the dioxin scandal may play an important role in explaining mitigating behaviors.

## 2.2. Media effects on purchasing behavior

The measurement of the effect of media exposure related to the dioxin scandal on households' poultry consumption patterns assumes a central role in the analysis.

The literature knows several types of media indices including indices of absolute to cumulative number of published articles (Brown & Schrader, 1990; Burton & Young, 1996; Smed, 2012). Little attention, however, has been devoted to the fact that some consumers might forget information; information might be considered irrelevant or be actively ignored, all three processes possibly being driven by confirmatory bias. We follow the approach proposed by Chern & Zuo (1995) in adjusting a media index to account for processes of carryover and forgetting by modeling non-linear diminishing marginal effects of media coverage. Between TV, online news and newspapers not all outlets may equally resonate with a given consumer population. We account for differences in potential media impact levels (e.g. measures of popularity) by

computing weekly media weights in accordance to their actual reach level (Yadavalli & Jones, 2014).

Our media index as an adequate indicator for journalistic attention and consumer awareness of a specific topic in a discrete time period uses all media articles about the dioxin scandal, irrespective of their tendency, to avoid any subjective classification (Mazzocchi, 2006). The Media Index (MI) can be expressed as follows:

$$MI_{i,t} = \sum_{k=0}^n W_k \rho M_{t-k} \quad (1)$$

$M_{t-k}$  is the aggregated number of relevant articles (e.g. print media, online, TV) published within period  $t-k$ ,  $n$  is the number of lagged periods,  $W_k$  is the weight assigned to lagged period  $k$  and  $\rho$  is the articles' weight subject to its reach level. The weight shifter  $W_k$  is modelled using a 3rd degree polynomial to overcome symmetry restrictions:

$$W_k = x_0 + x_1 k + x_2 k^2 + x_3 k^3 \quad (2)$$

$k$  is the number of lagged periods and  $x_0 - x_3$  are parameters to be estimated. The following assumptions are imposed to assure the realistic consideration of carryover and decay effects: (1) the maximum article weight lies between the current period ( $k = 0$ ) and the last lagged period ( $k = n$ ); (2) the minimum weight occurs at  $k = (n + 1)$  and (3) it is set to zero where  $W_{n+1} = 0$ . And (4), the sum of weights over the current and lagged periods  $i$  sum to one. Incorporating these restrictions in equation (2) yields a polynomial weight function:

$$W_k = \frac{2a}{(n+1)b} + \left(\frac{12m}{b}\right)k - \left(\frac{6(n+1+m)}{(n+1)b}\right)k^2 + \left(\frac{4}{(n+1)b}\right)k^3 \quad (3)$$

where  $a = (n+1)^2(n+1-3m)$  and  $b = (n+2)((n+1)^2 - m(2n+3))$ .  $n$  denotes the number of total lagged periods and  $m$  is the lag period of maximum weight. To determine the appropriate lag length  $n$  and maximum lag weight  $m$  for the MI we relied on Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) to select the best-fitting model specification given the underlying data.

## 3. Material and methods

### 3.1. Data sources and descriptive statistics

This section presents the data employed in the empirical analysis comprised of household level panel data and matching household survey responses as well as the media coverage and reach data necessary to compute the Media Index (MI) defined in equation (1).

#### 3.1.1. Household data

The analysis of how the dioxin scandal affected the choice and consumption behavior for poultry by German households is based on data for 16,023 households from the *GfK Consumer Scan* panel covering 104 calendar weeks (cw) between cw01 of 2010 until cw52 of 2011. Each data point contains details about individual household's meat purchases by species (poultry, beef, pork), transaction date, retail outlet, quantity purchased and expenditure (in €). Each household is characterized by socio-demographic indicators including net household income, household size, number and age of children, education level of the principle respondent and their place of residence. A second survey dataset (17 questions) collected by the *GfK* prior to the dioxin scandal in June 2010



provides supplementary and matching information about behavioral intentions, attitudes and media usage behavior, lifestyle and personality indicators for the principle respondent in the *GfK Consumer Scan* panel.

We aggregate the household transaction to weekly observations using a set of exclusion criteria defined by the *GfK's* consumer panel guidelines to generate a constant pool of participating households to enable comparisons of similar households over the time. Moreover, households who reported any purchase in less than 75% of available 104 weekly periods, those with gaps in purchase reporting of more than 3 consecutive weeks and households who did not purchase poultry at all were eliminated. Finally, elimination of households who did not participate in the supplementary *GfK* survey reduced the number of households in the constant sample to 6133 and a total of 637,832 observations.

Exact prices are not reported by participants in the *GfK Consumer Scan* panel. Instead of relying on undesirable unit values, which typically lead to distorted price data and biased estimation results (e.g. Gao, Richards, & Kagan, 1997; Zheng & Henneberry, 2010), we apply Cox and Wohlgemant's (1986) approach to generate quality adjusted prices, by computing the difference between the unit values and the expected prices, given their specific quality characteristics. Since meat quality attributes remain unobserved to us, we use socio-demographics of the purchasing household and the quality tier of the retail outlet as proxies for household's quality preferences. Quality adjusted prices are then estimated through hedonic price functions for poultry using a correlated random effect model, which is most suitable to overcome the restrictive assumption of independence between model covariates and the error term (Rieger et al., 2016).<sup>2</sup>

The selection of supplementary survey questions was guided by factors identified to be relevant to consumer demand responses in the course of food scandals reported in the literature. Hence, we selected statements regarding respondents' behavioral and psychological characteristics, which can be used to approximate the individual level of risk perception (Ueland et al., 2012). This includes individual's interest in contemporary health issues (Roininen et al., 2001), attitudes towards functional foods (Urala & Lähteenmäki, 2007), use of genetic modification in food production (Bredahl, 2001) and food neophobia (Pliner & Hobden, 1992). A second set of statements was directed at respondent's trust in and attitudes towards credence attributes labelling, point-of-purchase and region of origin information in purchase choice decision making (Lobb, 2005). A final statement covered issues of trust in and perceived credibility of media information, individual's knowledge of current events and their media usage behavior subject to media exposure and affinity (Kioussis, 2001). Since our observations of media usage patterns and behaviors rely on self-reported data, respondent's statements may not necessarily reflect their true behavior.

Fig. 1 summarises the distribution of respondent's answers to the 17 selected survey questions as to provide first insights into potential differences in household's perceptions and attitudes.<sup>3</sup>

Fig. 1 reveals a significant degree of variation in responses across statements. This finding suggests a certain level of heterogeneity in respondent's behavioral and psychological characteristics that may lead to differential risk mitigation strategies (changes in consumption) in response to information about the dioxin scandal. In

short, heterogeneity among households may play a significant role in explaining post-incident reactions in poultry demand.

### 3.1.2. Media data

Media reports regarding the dioxin scandal are naturally delimited by the discovery of contamination in late December 2010 and the outbreak of the EHEC-scandal (discovery of *enterohemorrhagic E. coli* contamination in vegetables) in Germany, which was first reported in calendar week 20 of 2011. A search routine using keyword searches (e.g. "dioxin Geflügel", dioxin poultry) in *LexisNexis Academic Search* tool and official news archives produced a total of 352 unique media reports, published during the first 19 calendar weeks of 2011. The media index is comprised of publication data for leading German national print media, online and TV news channels subject to their respective reach level, summarized in Table 1. Other media channels including radio and social media could not be included due to data limitations. Published articles were aggregated on a weekly basis. The distribution of published articles over time is depicted in Figure A1 in Appendix A.

Source: own calculation based on data of Lexis Nexis and the according news archives.

## 3.2. Empirical approach

### 3.2.1. Factor and cluster analysis

To estimate the extent to which health risk perceptions, media usage, other psychological and cognitive factors gain importance as drivers of choice behavior in the aftermath of the food scandal we combine factor and cluster analyses to identify and group households with similar attitudes and perceptions (Weible, Christoph-Schulz, Salamon, & Zander, 2016). The analysis employs respondent answers to the 17 survey statements described in Fig. 1. Respondent's stated media usage was directly used as a cluster generating variable.

Principal component analysis was performed to identify and consolidate underlying structures in response patterns into fewer factors suitable to capture intra-group heterogeneity in the subsequent cluster analysis (Hair, Anderson, & Tatham, 1998).

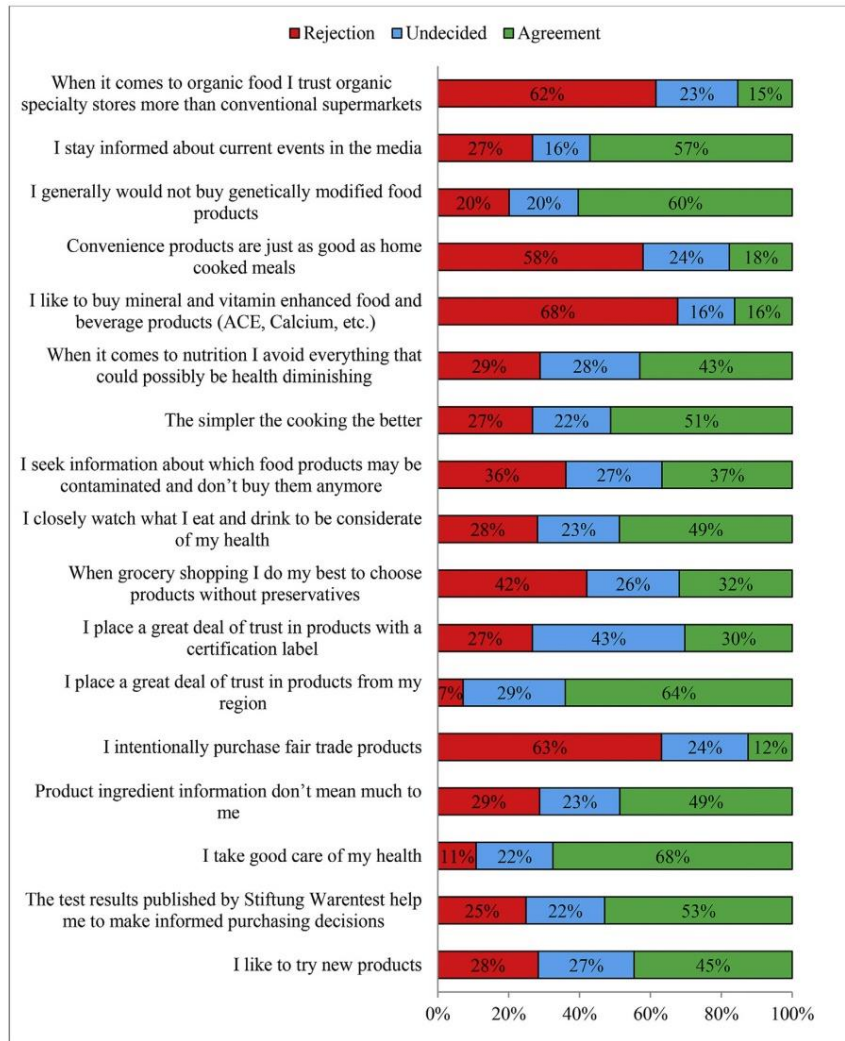
The cluster analysis employed combinations of extracted factors and respondent's stated media usage pattern to generate groups of households with homogeneous psychological and behavioral characteristics and media usage patterns as proxies for differences in post-scandal mitigating behaviors. With the number clusters not known in advance, exploratory hierarchical cluster analysis was conducted on a random sub-of households ( $n = 90$ ) and results were analyzed based on graphical outputs (dendrogram, elbow graph). Standard K-means cluster analysis was conducted using the cluster centres of the hierarchical analysis as initial seed points. Cluster validity was confirmed based on discriminant analysis (Backhaus, Erichson, Plinke, & Weiber, 2015).

### 3.2.2. Demand model

The econometric analysis employs a dynamic correlated random effect Tobit model (CRE-model) to estimate whether and to what extent differences in household risk mitigation responses to the food scandal lead to actual shifts in food choice and consumption decisions. The choice of econometric approach is motivated by a high frequency of zero consumption in household's weekly poultry retail purchases and the CRE's ability to capture the complexity of unobserved heterogeneity in our household panel data (Rieger et al., 2016). Moreover, McDonald and Moffitt (1980) show that CRE parameter estimates allow for the distinction of effects on the probability of quitting consumption, versus adjustments in the magnitude of consumption, as aspect of direct relevance to our

<sup>2</sup> See Appendix B1 for coefficient estimates for the hedonic regression model.

<sup>3</sup> For simplification, household responses to 5-point Likert scale items were aggregated into three-level scales of: "rejection" (I do not agree at all, I rather disagree), "undecidedness" (I do not know) and "agreement" (I somewhat agree; I fully agree).



**Fig. 1.** Distribution of responses to pre-scandal GfK survey,  $n = 6133$  (%). Source: Own depiction based on GfK Consumer Panel data.

study objectives.

Indices  $i = 1, \dots, N$  and  $t = 0, \dots, T$  denote the household and week.

$$x_{i,t}^* = \alpha + \beta MI_{i,t} + \gamma p_{i,t} + \mu h_{i,t} + D_s + \lambda_1 x_{i,t-1} + \lambda_2 x_{i,t}^{PY} + \eta d_i + \vartheta x_{i,t0} + u_i + e_{i,t}, \quad (4)$$

with  $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ ,  $e_{i,t} \sim N(0, \sigma_e^2)$ ,  $x_{i,t} = x_{i,t}^*$  if  $x_{i,t}^* > 0$  and  $x_{i,t} = 0$  if  $x_{i,t}^* \leq 0$ .

where  $x$  is the amount of poultry purchased (in kilogram),  $x^*$  is a latent variable representing the household's propensity to buy the selected product given their preference structure and  $MI$  is the media index defined in eq. (1).  $p$  is a vector of prices consisting of the poultry prices and the average price of retail cuts of beef purchased by panel members to account for potential substitution effects.  $h$  is a vector of socio-demographic household characteristics. Seasonal effects on demand over the 19 calendar week period (including Easter holidays) are modelled with a dummy variable  $D_s$ .

During a food scandal existing consumption habits may act as risk relievers for households and thus affect the likelihood of subsequent purchases of affected products. The magnitude of household's behavioral response in both frequency and amount may thus depend on consumption patterns in previous periods, a proxy of habits (Adda, 2007; Blanciforti, Green, & King, 1986). To allow for differences in household's short-term risk mitigation versus longer-term adjustments in consumption behavior we include a lagged dependent variable ( $x_{t-1}$ ) and a time-invariant proxy for habit

**Table 1**  
Characteristics of the selected newspapers, online and TV news.

Newspaper	Ø Distribution level (January–June 2011)	Articles (cw 1–19)
BILD Zeitung	2,891,704	14
Sueddeutsche Zeitung	442,409	45
Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ)	381,021	21
Die Welt	268,406	37
Die Tageszeitung (TAZ)	57,455	48
Online News	Ø Monthly Visits (January–June 2011)	Articles (cw 1–19)
Bild.de	153,927,646	37
Spiegel Online (spiegel.de)	125,079,122	36
Focus Online (focus.de)	28,476,444	104
TV News	Ø Viewing Rate (2010)	TV Articles (cw 1–19)
ARD Tagesschau	5,340,000	10

Source: own calculation based on data of Lexis Nexis and the according news archives.

persistence  $x^{PY}$  based on the amount of poultry consumed by the household in 2010. An expected negative coefficient  $\lambda_1$  may indicate flexible preferences that may be susceptible to media information during a food scandal (Rieger et al., 2016) and thus quantifies the strength of household's short-term efforts to mitigate cognitive dissonance. An expected positive  $\lambda_2$  measures the extent of habit persistence and proxy for confirmatory bias. Finally,  $u_i$  are unobserved household specific effects modelled as random effects (RE), which are N-distributed with zero mean and variance  $\sigma_u^2$  across observations and  $e_{it}$  is an idiosyncratic error term. As unobserved heterogeneity in household characteristics may correlate with explanatory model variables, we employ the correlated RE model to circumvent the assumption of independence between model covariates and  $u_i$  (Chamberlain, 1984).

**4. Results and discussion**

*4.1. Identified consumer segments*

Principal component analysis with promax rotation on the level six identified four factors. Assignments of the 16 statements and their loadings are presented in Table 2. Factors three and four failed to meet a critical Cronbach's  $\alpha$  reliability scores of 0.6 and were

removed from analysis, leaving us with two factors that account for 47% of the error variance.

Factor one (health consciousness) encompasses several statements that represent health-consciousness and related behaviors targeted at mitigating different health-related risks. Individual general health consciousness is captured as well as health attitudes with regard to nutrition, food, food additives and ingredients, making factors one a valuable proxy for individual's degree of health-risk aversion. Food products which may be contaminated are not purchased by this group. The factor shows that individuals stated health-related behavior for avoiding everything that could be health diminishing regarding their nutrition such as contaminated food products or products with preservatives. The second factor (trust in credence attributes) highlights food-related information behavior and embedded trust in credence attributes such as labelling, product claims, and choice of retail outlet and impacts of advertisement on choice. Factor two therefore proxies for the influence of non-media information sources and their perceived trustworthiness/reliability as well as the influence of point-of-sale have on individual's informed product choice decisions.

Fig. 2 presents households cluster membership. For all three cluster generating variables, mean deviation of each cluster from the mean of the overall sample is depicted (underlying detailed descriptive analysis in Table B2 in Appendix B). The zero line shows the mean of each cluster generating variable in the overall sample and thus cannot be interpreted as household's indifference per se.

Households in cluster one, we term “**health conscious and informed**” (37% of respondents). Cluster members show above average responses in agreement with the importance of health factors and conscious product choice decisions based on available labelling and other verified information. Households also show the highest rank in terms of media engagement and usage. Hence, households in group one can be characterized by strong health-risk aversion and mitigation behavior that is driven by a confirmatory bias towards relevant certified credence attribute information and media reporting on the food scandal. New negative information about the risks of dioxin are likely to reinforce existing concerns over food safety and their impacts on health for households in cluster one. Concerns over the health risks of contaminated poultry provoke cluster households to significantly reduce their consumption relative to a pre-scandal reference period (see Fig. 3). While the magnitude of risk-mitigating behavior abates over time, “health conscious and informed” households do not return to pre-

**Table 2**  
Factor analysis of GfK Consumer Scan survey responses (n = 6133).

	Factor loadings			
	Factor 1 $\alpha = 0,77$	Factor 2 $\alpha = 0,61$	Factor 3 $\alpha = 0,31$	Factor 4 $\alpha = 0,15$
When it comes to nutrition I avoid everything that could possibly be health diminishing	<b>0.791</b>	0.396	-0.060	-0.093
I closely watch what I eat and drink to be considerate of my health	<b>0.743</b>	0.258	-0.046	0.014
I take good care of my health	<b>0.724</b>	0.311	-0.127	0.069
When grocery shopping I do my best to choose products without preservatives	<b>0.652</b>	0.590	-0.315	-0.194
I seek information about which food products may be contaminated and don't buy them anymore	<b>0.631</b>	0.629	-0.208	-0.179
I place a great deal of trust in products with a certification label	0.266	<b>0.624</b>	0.087	0.237
I intentionally purchase fair trade products	0.308	<b>0.610</b>	-0.224	-0.029
When it comes to organic food I trust organic specialty stores more than conventional supermarkets	0.256	<b>0.603</b>	-0.247	-0.068
The test results published by <i>Stiftung Warentest</i> help me to make informed purchasing decisions	0.169	<b>0.574</b>	-0.001	0.077
I place a great deal of trust in products from my region	0.338	<b>0.544</b>	-0.014	-0.107
The simpler the cooking the better	-0.092	0.003	<b>0.694</b>	0.026
Convenience products are just as good as home cooked meals	-0.115	-0.125	<b>0.624</b>	0.352
Product ingredient information don't mean much to me	-0.026	-0.199	<b>0.536</b>	-0.054
I like to try new products	0.040	0.137	-0.061	<b>0.676</b>
I like to buy mineral and vitamin enhanced food and beverage products (ACE, Calcium, etc.)	0.228	0.146	0.232	<b>0.593</b>
I generally would not buy genetically modified food products	0.241	0.408	-0.033	<b>0.426</b>

Source: Own calculations. Notes:  $\alpha$  = Cronbach's alpha. Kaiser-Meyer-Olkin Test for sampling adequacy = 0.844 indicated adequacy. Measure of sampling adequacy lowest/highest level = 0.666/0.880, Bartlett's test of sphericity ( $H_0$  of variables are orthogonal)  $\chi^2 = 0.000$ . Bold items are used in the interpretation of the respective factor.

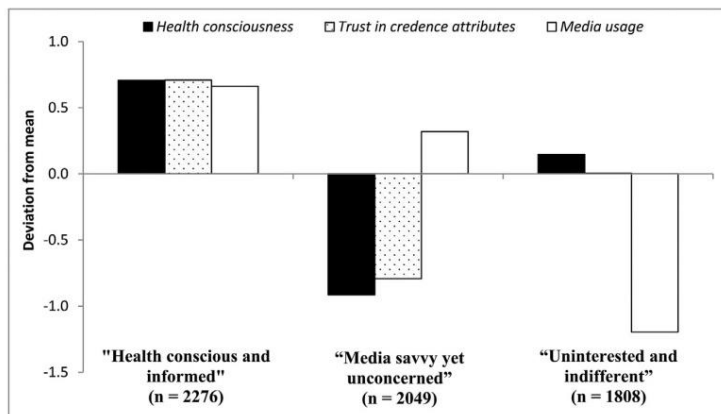


Fig. 2. Households cluster membership and factor deviations (n = 6133). Source: Own calculations. Note: See Tables B3 and B4 in Appendix B for cluster characteristics and validity.

crisis consumption levels after the dioxin scandal is over.

We characterise households in the second cluster as **“media savvy yet unconcerned”** (33% of respondents). In contrast to cluster one the purchase decisions of households in cluster two are much less guided by concerns over health or relevant information regarding credence quality attributes. In fact, cluster members score lowest on the statement *“I take good care of my health”*. Households in cluster two do state to follow current events and are above-average media users. However, their actual retail poultry purchases during the first 19 calendar weeks of 2011 reveal only a marginal impact of media reports on consumption. As such, cluster two appears to be the mirror image of the “health conscious and informed” consumers. Low levels of cognitive dissonance likely paired with a confirmatory bias towards disregarding the probability of encountering any health-risks related to contaminated poultry meat leaves households in this cluster to largely ignore the dioxin scandal.

Cluster three and roughly 30% of all responding households appear **“Uninterested and indifferent”**. Respondents state a well below average interest in current events and do not appear to use media frequently to obtain information (Table B2 Appendix B). Households show a slightly above average interest in topic of food-health risk, but appear to be only average users of certified labels and other credence attribute information to guide their grocery purchase decisions. Households stated to place neither very great

trust nor very little trust in claims or labelling and did not show any specific health related behaviors. Thus, we classified these households as rather indifferent. However, despite the lack of a distinct profile of risk perceptions and attitudes cluster households show a considerable degree of risk mitigation behavior through a reduction in poultry consumption over the course of the scandal; however, but the observed reaction pattern differs from that of cluster one. Even though respondents claim to rarely use media information, coverage of the dioxin scandal clearly appears to “shock” poultry demand. Households’ seemingly irrational and inconsistent behavior leads us to conclude that the post-scandal consumption pattern of respondents in cluster three may be the outcome of distinct underlying cognitive dissonance. Respondents that otherwise define the average in term of risk perceptions, deny the influence the media has on their behaviour, yet, differ little from cluster one in their cumulative mitigation behaviour. Cluster household’s apparent inability to discriminate between their subjective views of the media and the objective lack of a health risk impedes them from making rational choices. The example of cluster three emphasizes the extent to which underlying cognitive dissonance and heterogeneity in perceived risks can alter post-scandal consumption outcomes that may differ substantially from observed market level effects.

Our cluster results differ from those reported by Yang and

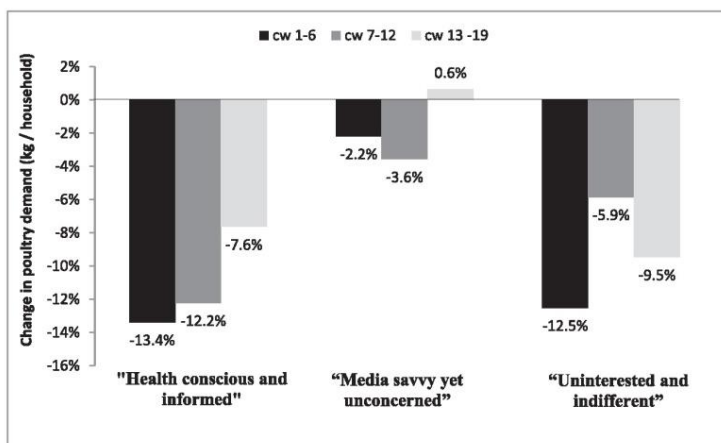


Fig. 3. Changes in household demand for poultry over the course of the dioxin scandal by cluster membership.<sup>a3</sup> Source: Own depiction based on GfK Consumer Panel data. a) Percentage change in household retail poultry demand for identical calendar weeks in 2011 versus 2010 (pre-scandal).

Goddard (2011) and other previous studies that consider the effects of risk attitudes on food choice in the aftermath of food scandals.

For example, Yang and Goddard (2011) are able to show a significant influence of differences in risk rankings regarding beef on household beef demand. Our cluster analysis of survey data provides a deeper and more detailed understanding of the determinants behind household risk perceptions and risk attitudes and their linkage to differences in realized risk-mitigating outcomes (Fig. 3). As such the preliminary analysis so far suggests that heterogeneity in household perceptions of health and/or safety risks and the leverage attention to media information may provide, contribute to explaining actual changes in consumption behavior in the aftermath of a food scandal.

4.2. Demand reactions and underlying determinants

All groups of households deviated from their habitual poultry consumption patterns, subject to differences in the perceived severity of health risks and other factors that gain importance as drivers of choice behavior during periods of food scandals. Previous studies, however, have suggested that food safety information is relatively ineffective in changing actual household behavior (Cao et al., 2015; Downs et al., 2009). To investigate to what extent habit persistence in household consumption acts as a counterbalance to the impact media induced shifts in risk perception have on consumption choice we estimate both the probability of purchasing poultry and the level of consumption across the three household clusters employing the CRE Tobit model (see Table 3).

For all clustered models  $\chi^2$  statistics indicate joint variable significance and likelihood ratio tests that prefer the correlated random effect Tobit model over a standard random effects Tobit. Moreover, likelihood ratio test results support our conceptual approach of analysing cluster-specific demand reactions in the

aftermath of the dioxin scandal versus a pooled sample ( $\chi^2 = 84.25$ ). Estimates of the Media Index (MI) in all models support the hypothesis that media coverage of the health and safety risks of dioxin contaminated poultry meat exerted a statistically significant negative influence on probabilities of poultry purchase and actual demand for health conscious and informed as well as for uninterested and indifferent households. Media savvy yet unconcerned households showed no reaction to media coverage of the scandal. However, short-term risk mitigation effects on poultry demand ( $x_{i,t-1}$ ) are negative and present across all clusters. As suspected especially health-risk averse and media-oriented households, which are grouped in cluster one reacted most strongly to media coverage of the scandal. A one-unit increase in the MI reduced households' probability of purchase by 2.4% and the weekly quantity purchased declined by 33 g. In contrast largely unconcerned households in cluster two remained unaffected by the media, whereas those in cluster three represent the "middle ground". Although being somewhat health-conscious and concerned, household's low self-assessed media usage and resulting little knowledge of the issue at hand and low trust in media information may have contributed to a muted short-term demand response. A result akin to Lobb et al. (2007). Overall, after controlling for price effects and household socio-demographic factors the small magnitudes of the MI coefficient falls in line with previous studies that conclude that food safety information alone is a weak shifter of household food choice behavior (e.g. Cao et al., 2015).

Instead, we find strong evidence of habit persistence that may have acted as a risk-reliever (Ding, Veeman, & Adamowicz, 2011; McCarthy & Henson, 2005) able to at last partly compensate negative MI media effects on poultry choice and consumption decisions. Measured by household's average consumption level in 2010, long-term demand coefficients  $x_i^{PY}$  exert a significant positive influence on both levels of consumption and probabilities of

**Table 3**  
CRE Tobit model estimates for poultry demand subject to consumer segments.

Poultry demand	Marginal effects	
<b>"Health conscious and informed"</b>		
	Probability of purchase	Quantity purchased
Media Index ( $MI_{it}$ )	-0.024***	-0.033***
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.021***	-0.028***
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	0.502***	0.687***
Price of poultry	-0.037***	-0.051***
Price of beef	0.001	0.001
Number of households	2276	
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	438.98***	
Wald $\chi^2$	2674.98***	
<b>"Media savvy yet unconcerned"</b>		
	Probability of purchase	Quantity purchased
Media Index ( $MI_{it}$ )	-0.010	-0.014
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.022***	-0.030***
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	0.467***	0.637***
Price of poultry	-0.046***	-0.063***
Price of beef	-0.001	-0.002
Number of households	2049	
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	366.31***	
Wald $\chi^2$	2753.77***	
<b>"Uninterested and indifferent"</b>		
	Probability of purchase	Quantity purchased
Media Index ( $MI_{it}$ )	-0.014*	-0.020*
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.022***	-0.032***
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	0.438***	0.638***
Price of poultry	-0.039***	-0.057***
Price of beef	0.001	0.001
Number of households	1808	
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	376.17***	
Wald $\chi^2$	2278.61***	

Source: Own estimation based on GfK Consumer Scan panel data. \*\*\*, \*\* and \* denote significance at 0.1%, 0.5% and 1% level. Note: Results for control variables: educational attainment, household income, composition, size and place of residence are provided in Tables B5–B7 in Appendix B.

purchase across household clusters. This implies that in the absence of persistent household preferences the negative media effects could have led to more pronounced negative outcomes on poultry demand. For instance, for “health conscious and informed” households the propensity of poultry purchases during the dioxin scandal increases by 50%-age points for every additional kilogram consumed in 2010. Our findings suggest that during periods of food scandals risk mitigation behaviors are a function of underlying preferences. However, as the frequency of media coverage declines (see [Figure A1 in Appendix A](#)), households gravitate back to habitual consumption patterns. [Fig. 4](#) plots the marginal effects of media coverage (MI) on household’s post-scandal demand (inverted scale) conditional on their 2010 consumption levels ( $x_i^{PY}$ ). Across all household clusters media-induced risk mitigation effects on the propensity to purchase poultry during the dioxin scandal ( $\Delta x_{i,t} / \Delta MI_{i,t}$ ) decline relative to the level of average consumption in the pre-scandal year.

[Fig. 4](#) reveals that the higher poultry consumption was in the year prior to the scandal, the more muted and similar household reacted to media coverage (MI) independent of cluster membership. The above CRE model results together with [Fig. 4](#) clearly emphasise the important role consumption habits play in explaining household risk mitigation responses during periods of food scandals.

Our results strengthen the existing empirical evidence that households make short-term adjustment to their consumption habits during food scandals but gradually return to persistent habits as concerns over health-risks diminish (e.g. [Mazzocchi et al., 2008](#); [Yang & Goddard, 2011](#)). However, we add to the evidence produced by [Ding et al. \(2011\)](#) on how consumption habits shape this adjustment process, by explicitly modeling the degree of household heterogeneity in habit persistence, risk perceptions and media usage behavior as drivers of risk mitigation response patterns.

Finally, own-price coefficients carry the expected negative signs and are highly inelastic, further underscoring persistent loyalty to poultry versus beef, which is not a significant substitute in our panel of households.

## 5. Implications

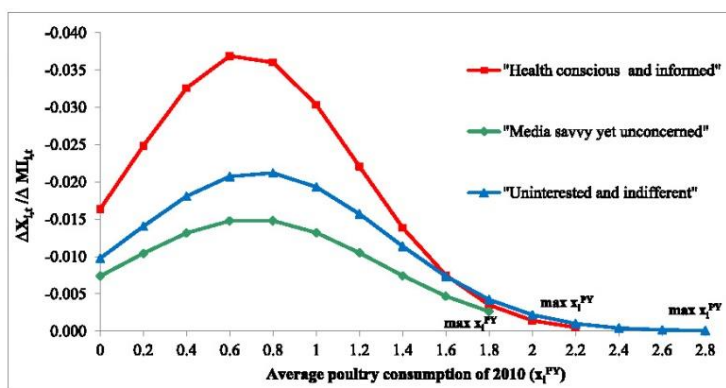
A better understanding of how households respond to failures in food safety holds important implications for both policy makers and industry. In the case of the German dioxin scandal, this analysis clearly indicates that heterogeneity in household health

consciousness, risk perception, trust and media affinity played a key role in explaining low levels of media response in light of persistent consumption habits and product preferences that over-compensated temporary risk mitigation efforts and resulting changes in retail demand. The challenge to policy makers and marketers alike is the development of adequate risk communication strategies. For instance, increased efficiency of public communication that considers household heterogeneity as an important driver of consumption choices. Information on the underlying differences in households’ responses to a food scandal and the resulting risk mitigation behaviors may also provide valuable input into the work of those tasked with modeling and subsequently mitigating the economic and political outfall of food safety failures. However, the information in this paper also points to the critical role the public’s understanding of the severity a food safety threat to human health and the resulting proportionality of behavioral responses; an issue that remains understudied in the literature. A limitation of this study lies in the nature of the available media information and related constraints posed by the analytical model framework. Both prevented us from making direct inference on the effect specific publications of interest, such as the results of the regulatory risk assessment indicating the innocuousness of affected meat products, may have had on the sampled households and their subsequent consumption decisions. The same holds for a deeper exploration of the uncovered dissonance in the behavioral response of households in cluster three. Such detailed questions should be addressed in dedicated survey and media event analyses and pose interesting challenges to future empirical studies on the effects of food scandals.

In future research, the role of product specificity in forming habit persistence and its potential differential impact on risk mitigation responses should present other interesting extensions of our work. For example, food products with different levels of involvement, familiarity, and consumption habits (e.g. vegetables) should provide interesting insights into household risk behavior and also expand a narrow literature focused on BSE and meat-related incidences. In this context, product type and the degree of processing should be considered, in line with recent literature on the roles trust plays in the context of risk perceptions around processed foods ([De Barcellos et al., 2010](#)).

## 6. Conclusion

This paper employs an innovative multi-method approach to



**Fig. 4.** Marginal effects of MI on 2011 household poultry demand relative to 2010 consumption levels ( $x_i^{PY}$ ). Source: Own depiction based on GfK household panel data. Note:  $\max x_i^{PY}$  indicates the maximum level of poultry consumption for each cluster in 2010 in kg. Values on the y-axis represent changes in the probability of purchasing poultry ( $\Delta x_{i,t}$ ) during the dioxin scandal in response to the intensity of media coverage, the Media Index ( $\Delta MI_{i,t}$ ). Individual curves indicate cluster-specific changes in  $\Delta x_{i,t} / \Delta MI_{i,t}$  conditional on the cluster’s level of poultry consumption in 2010.

investigate the impacts of household heterogeneity in risk perceptions and risk attitudes, media usage patterns and consumption habits had on poultry demand in the aftermath of the 2011 German dioxin scandal. The analysis employed weekly *GfK Consumer Scan* panel data for 16,023 households covering 104 calendar weeks of meat purchases during 2010 and 2011. A supplementary *GfK* survey among the same panel members provided valuable information about respondent’s risk perceptions and risk attitudes, product label and media information behavior.

Factor and cluster analysis were used to identify household segments based on differences in psychographic and behavioral indicators. The results revealed three distinct household clusters based on stated health-risk perceptions and attitudes, trust attitudes and media usage behavior. A correlated random effect Tobit model was estimated to account for clustered household responses to the food scandal and to quantify the influence of media effects in short-term mitigation behavior and on long-term habits. The influence of the media coverage of the dioxin scandal on household poultry demand was modelled with a media index comprised of national print media, TV and online news sources that also accounted for information decay effects and media reach levels.

The results indicate significant variations in household’s media-induced risk mitigation behavior across clusters that fall in line with theories of dissonance and confirmatory bias of media information in explaining the observed heterogeneity in household level demand responses in the aftermath of the dioxin scandal. These findings add to the literature by showing that habit persistence in consumption compensates for demand-reducing media effects across household segments. Moreover, our results suggest that habit persistence has the potential to outweigh the effects of the perceptions and other psychological factors as drivers of household food safety risk-responses during a food scandal.

**Acknowledgements**

GfK for providing the Consumer Scan panel data; BMBF (German Federal Ministry of Education and Research) for the project funding (ZooGloW).

**Appendix A**

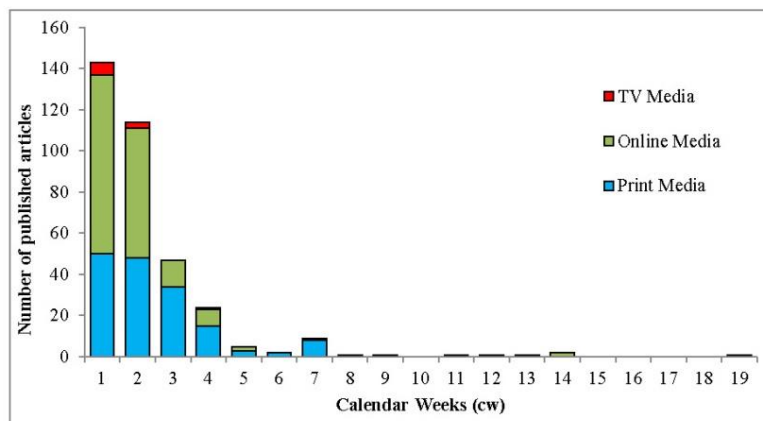


Fig. A1. Dioxin scandal media coverage by media source in 2011. Source: Own depiction based on Lexis Nexis data and various news archives.

**Appendix B**

**Table B1**  
Results of the CRE hedonic price regressions for poultry.

	Price poultry
	Coefficient
Food retail	-2.380*** (0.047)
Hypermarket	-3.048*** (0.049)
Discounter	-2.885*** (0.044)
Butcher	1.031*** (0.072)
North	0.238** (0.066)
South	0.201*** (0.054)
East	-0.158** (0.062)
Medium education	0.087 (0.055)
High education	0.091* (0.055)
Children < 6 y	-0.064 (0.112)
Children 6–14 y	0.169* (0.101)
Adolescent 15–19 y	0.170 (0.112)
HH head age 30–49 years	-0.196 (0.149)
HH head age 50–69 years	-0.622*** (0.151)
HH head age > 70 years	-0.876*** (0.155)
HH 2	-0.286*** (0.063)
HH 3	-0.169* (0.087)
HH > 4	-0.288*** (0.103)
Medium income	0.173** (0.069)
High income	0.411*** (0.055)
Very high income	0.797*** (0.067)
Constant (α)	8.483*** (0.169)

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at 1%, 5% and 10% level, respectively. Source: Own calculations.

**Table B2**  
Descriptive analysis of consumer groups with regard to cluster variables.

Statements (1 = I do not agree at all, 5 = I fully agree)	Scale	Household panel (n = 6133)	Health conscious and informed (n = 2276)	Media savvy yet unconcerned (n = 2049)	Uninterested and indifferent (n = 1808)
When it comes to nutrition I avoid everything that possibly could diminish health.	5	3.19 (1.10)	3.79 (0.89)	2.39 (0.91)	3.33 (0.99)
I closely watch what I eat and drink to be considerate of my health.	5	3.26 (1.10)	3.79 (0.99)	2.57 (1.04)	3.36 (1.04)
I take good care of my health.	5	3.77 (0.93)	4.22 (0.70)	3.19 (0.94)	3.86 (0.83)
When grocery shopping I do my best to choose products without preservatives.	5	2.85 (1.13)	3.48 (0.88)	2.03 (0.85)	2.96 (1.02)
I seek information about which food products may be contaminated and don't buy them anymore.	5	2.99 (1.19)	3.69 (0.97)	2.13 (0.95)	3.06 (1.08)
"Health consciousness" (Standardised Factor 1)	5	0.00 (0.99)	0.71 (0.68)	-0.91 (0.73)	0.15 (0.78)
t-statistic (equal mean groupwise-Health consciousness)			<i>Health conscious and informed vs. Media savvy yet unconcerned, -1.621***</i>		
			<i>Health conscious and informed vs. Uninterested and indifferent, -0.559***</i>		
			<i>Media savvy yet unconcerned vs. Uninterested and indifferent, 1.061***</i>		
I place a great deal of trust in products with certification labels.	5	2.99 (0.86)	3.41 (0.85)	2.61 (0.93)	2.90 (0.90)
I intentionally purchase fair trade products.	5	2.21 (1.04)	2.62 (1.06)	1.71 (0.81)	2.27 (1.02)
For organic food I trust organic specialty stores more than conventional supermarkets.	5	2.24 (1.13)	2.65 (1.15)	1.73 (0.84)	2.31 (1.09)
Test results published by Stiftung Warentest help me to make informed purchase decisions.	5	3.31 (1.17)	3.76 (0.85)	2.89 (1.21)	3.20 (1.14)
I place a great deal of trust in products from my region.	5	3.74 (0.88)	4.10 (0.75)	3.35 (0.91)	3.73 (0.80)
Trust in credence attributes (Standardised Factor 2)	5	0.00 (0.99)	0.71 (0.73)	-0.79 (0.78)	0.01 (0.82)
t-statistic (equal mean groupwise-Trust in credence attributes)			<i>Health conscious and informed vs. Media savvy yet unconcerned, -0.430***</i>		
			<i>Health conscious and informed vs. Uninterested and indifferent, -2.327***</i>		
			<i>Media savvy yet unconcerned vs. Uninterested and indifferent, -1.897***</i>		
I stay informed about current events in the media	5	3.38 (1.25)	4.22 (0.64)	3.79 (0.93)	1.89 (0.73)
Standardised Media usage (Cluster variable)	5	0.00 (0.99)	0.66 (0.51)	0.32 (0.74)	-1.19 (0.59)
t-statistic (equal mean groupwise-Media usage)			<i>Health conscious and informed vs. Media savvy yet unconcerned, -0.430***</i>		
			<i>Health conscious and informed vs. Uninterested and indifferent, -2.327***</i>		
			<i>Media savvy yet unconcerned vs. Uninterested and indifferent, -1.897***</i>		

Source: Own calculations based on GfK data.



**Table B3**  
Number of households correctly classified in consumer segments – Results of discriminant analysis.

	Households correctly specified	Error rate
"Health conscious and informed"	98.46%	1.54%
"Media savvy yet unconcerned"	92.48%	7.52%
"Uninterested and indifferent"	94.47%	5.53%
∅	95.14%	4.86%

Source: Own calculations.

**Table B4**  
Sample means of consumer group characteristics for the first 19 calendar weeks of 2011.

Consumer segment		"health conscious and informed"	"media savvy yet unconcerned"	"Uninterested and indifferent"
Variable	Description			
Households (n)		2276	2049	1808
<b>Place of residence (State)</b>				
East	=1 if East Germany	0.239	0.210	0.196
Midwest	=1 if Midwest Germany	0.282	0.323	0.303
South	=1 if South Germany	0.317	0.306	0.355
North	=1 if North Germany<	0.162	0.161	0.147
<b>Education level</b>				
High education	=1 if University degree	0.293	0.252	0.233
Medium education	=1 if High school	0.235	0.201	0.228
Low education	=1 if middle school	0.471	0.547	0.539
<b>Household composition</b>				
No children	=1 if no children	0.810	0.647	0.768
Children < 6y	=1 if children 0–6 years	0.058	0.129	0.072
Children 6 - 14y	=1 if children 6–14 years	0.080	0.158	0.113
Adolescent 15 - 19y	=1 if adolescent 15–19 years	0.052	0.065	0.048
HH 1	=1 if one person household	0.208	0.208	0.215
HH 2	=1 if two person household	0.525	0.371	0.480
HH 3	=1 if three person household	0.146	0.185	0.139
HH > 4	=1 if four persons in household	0.121	0.236	0.166
HH head age < 30y	=1 if main buyer younger 30 years	0.011	0.044	0.013
HH head age 30 - 49y	=1 if main buyer between 30 and 49	0.241	0.454	0.274
HH head age 50 - 69y	=1 if main buyer between 50 and 69	0.483	0.382	0.431
HH head age > 70y	=1 if main buyer older than 70	0.265	0.120	0.283
<b>Household net income</b>				
Very high income	=1 if HH income > 3.500 €/month	0.197	0.206	0.169
High income	=1 if HH income 2.500–3.499 €/month	0.308	0.279	0.279
Medium income	=1 if HH income 1.500–2.499 €/month	0.158	0.189	0.175
Low income	=1 if HH income 999–1.499 €/month	0.337	0.326	0.377

Source: Own calculations based on GfK data.

**Table B5**  
CRE Tobit model estimates for poultry demand of the “health conscious and informed”.

Household demand for poultry			
	Coefficient	Marginal effect (probability of purchase)	Marginal effect (quantity purchased)
Food Scandal Index ( $M_{i,t}$ )	-0.150***	-0.024***	-0.033***
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.128***	-0.021***	-0.028***
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	3.093***	0.502***	0.687***
Price of poultry	-0.229***	-0.037***	-0.051***
Price of beef	0.004	0.001	0.001
Dummy Easter Holiday	-0.029	-0.005	-0.006
North	-0.056	-0.009	-0.012
South	0.025	0.004	0.005
East	0.025	0.004	0.006
Medium education	-0.001	0.000	0.000
High education	0.024	0.004	0.005
Children < 6 y	0.051	0.008	0.011
Children 6–14 y	0.186	0.030	0.041
Adolescent 15–19 y	0.093	0.015	0.021
HH head age 30–49 years	0.046	0.007	0.010
HH head age 50–69 years	0.061	0.010	0.014
HH head age > 70 years	0.023	0.004	0.005
HH 2	0.144***	0.023***	0.032***
HH 3	0.191**	0.031**	0.042**
HH > 4	0.177	0.029	0.039
Medium income	-0.006	-0.001	-0.001
High income	0.067	0.011	0.015
Very high income	0.047	0.008	0.010
Constant ( $\alpha$ )	-2.657***		
$\sigma_u$	0.482***		
$\sigma_e$	1.514***		
AIC	56646.63		
BIC	57210.48		
Wald $\chi^2$	2674.98***		
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	438.98***		

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at 0.1%, 0.5% and 1% level, respectively.  
Source: Own calculations based on GfK data.

**Table B6**  
CRE Tobit model estimates for poultry demand of the “media savvy yet unconcerned”.

Household demand for poultry			
	Coefficient	Marginal effect (probability of purchase)	Marginal effect (quantity purchased)
Food Scandal Index ( $M_{i,t}$ )	-0.061	-0.010	-0.014
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.127***	-0.022***	-0.030***
Habit persistence ( $x_i^{PY}$ )	2.739***	0.467***	0.637***
Price of poultry	-0.273***	-0.046***	-0.063***
Price of beef	-0.008	-0.001	-0.002
Dummy Easter Holiday	-0.011	-0.002	-0.003
North	0.039	0.007	0.009
South	0.028	0.005	0.006
East	0.076	0.013	0.018
Medium education	0.010	0.002	0.002
High education	0.012	0.002	0.003
Children < 6 y	0.002	0.000	0.001
Children 6–14 y	0.133	0.023	0.031
Adolescent 15–19 y	-0.009	-0.002	-0.002
HH head age 30–49 years	0.094	0.016	0.022
HH head age 50–69 years	0.034	0.006	0.008
HH head age > 70 years	-0.165	-0.028	-0.038
HH 2	0.229***	0.039***	0.053***
HH 3	0.224***	0.038***	0.052***
HH > 4	0.190	0.032	0.044
Medium income	0.020	0.003	0.005
High income	-0.036	-0.006	-0.008
Very high income	-0.060	-0.010	-0.014
Constant ( $\alpha$ )	-1.893***		
$\sigma_u$	0.493***		
$\sigma_e$	1.508***		
AIC	54549.39		
BIC	55106.41		
Wald $\chi^2$	2753.77***		
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	366.31***		

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at 0.1%, 0.5% and 1% level, respectively.  
Source: Own calculations based on GfK data.

**Table B7**  
CRE Tobit model estimates for poultry demand of the “Uninterested and indifferent”.

Household demand for poultry	Coefficient	Marginal effect (probability of purchase)	Marginal effect (quantity purchased)
Food Scandal Index (MI <sub>it</sub> )	-0.092*	-0.014*	-0.020*
Short-term cons. adjustment ( $x_{i,t-1}$ )	-0.147***	-0.022***	-0.032***
Habit persistence ( $x_i^{PS}$ )	2.906***	0.438***	0.638***
Price of poultry	-0.260***	-0.039***	-0.057***
Price of beef	0.005	0.001	0.001
Dummy Easter Holiday	-0.031	-0.005	-0.007
North	0.015	0.002	0.003
South	-0.005	-0.001	-0.001
East	0.070	0.010	0.015
Medium education	-0.119	-0.018	-0.026
High education	-0.031	-0.005	-0.007
Children < 6 y	-0.123	-0.018	-0.027
Children 6–14 y	0.061	0.009	0.013
Adolescent 15–19 y	0.149	0.022	0.033
HH head age 30–49 years	0.326	0.049*	0.072*
HH head age 50–69 years	0.206	0.031	0.045
HH head age > 70 years	0.003	0.001	0.001
HH 2	0.088*	0.013*	0.019*
HH 3	0.208**	0.031**	0.046**
HH > 4	0.072	0.011	0.016
Medium income	-0.087	-0.013	-0.019
High income	0.016	0.002	0.004
Very high income	-0.049	-0.007	-0.011
Constant ( $\alpha$ )	-3.161***		
$\sigma_u$	0.497***		
$\sigma_e$	1.610***		
AIC	45087.49		
BIC	45636.37		
Wald $\chi^2$	2278.61***		
LR test: $\chi^2$ , CRE vs. RE Tobit	376.17***		

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance at 0.1%, 0.5% and 1% level, respectively.

Source: Own calculations based on GfK data.

## References

- Adda, J. (2007). Behavior towards health risks: An empirical study using the “Mad Cow” crisis as an experiment. *Journal of Risk and Uncertainty*, 35(3), 285–305.
- Agra-Europe. (2011). Dioxinskandal erschüttert die Landwirtschaft. *Agra-Europe*, 52(1), 35–39.
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., & Weiber, R. (2015). *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung* (14th ed.). Berlin and Heidelberg: Springer-Verlag.
- BfR (Bundesinstitut für Risikobewertung). (2011). *Consumption of eggs and meat poses no risk to human health as indicated by the latest dioxin concentrations measured*. BfR Opinion No. 002/2011 (pp. 1–13).
- Blanciforti, L., Green, R., & King, G. (1986). *United States consumer behavior over the postwar period: An almost ideal demand system analysis*. Giannini Foundation Monograph no. 40. Division of Agriculture, University of California.
- Bredahl, L. (2001). Determinants of consumer attitudes and purchase intentions with regard to genetically modified food—results of a cross-national survey. *Journal of Consumer Policy*, 24(1), 23–61.
- Brown, D. J., & Schrader, L. F. (1990). Cholesterol information and shell egg consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 548–555.
- Burton, M., & Young, T. (1996). The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. *Applied Economics*, 28(6), 687–693.
- Cao, Y. J., Just, D. R., Turvey, C., & Wansink, B. (2015). Existing food habits and recent choices lead to disregard of food safety announcements. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 63(4), 491–511.
- Chamberlain, G. (1984). Panel data. In Z. Griliches, & M. Intriligator (Eds.), *Handbook of econometrics* (Vol. 2, pp. 1247–1318). Amsterdam: North Holland.
- Chern, W. S., & Zuo, J. (1995). Alternative measures of changing consumer information on fat and cholesterol. In annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Indianapolis, Indiana (pp. 6–9).
- Cox, T. L., & Wohlgenant, M. K. (1986). Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4), 908–919.
- Dahlgren, R. A., & Fairchild, D. G. (2002). The demand impacts of chicken contamination publicity—A case study. *Agribusiness*, 8(4), 459–474.
- De Barcellos, M. D., Kügler, J. O., Grunert, K. G., Van Wezemael, L., Pérez-Cueto, F. J., et al. (2010). European consumers’ acceptance of beef processing technologies: A focus group study. *Innovative Food Science & Emerging Technologies*, 11(4), 721–732.
- Ding, Y., Veeman, M. M., & Adamowicz, W. L. (2011). Habit, BSE, and the dynamics of beef consumption. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 337–359.
- Ding, Y., Veeman, M. M., & Adamowicz, W. L. (2013). The influence of trust on consumer behavior: An application to recurring food risks in Canada. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 92, 214–223.
- Downs, J. S., Loewenstein, G., & Wisdom, J. (2009). Strategies for promoting healthier food choices. *The American Economic Review*, 99(2), 159–164.
- Enax, L., & Weber, B. (2015). Marketing placebo effects—From behavioral effects to behavior change? *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 13(1), 15–31.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Fleming, K., Thorson, E., & Zhang, Y. (2006). Going beyond exposure to local news media: An information-processing examination of public perceptions of food safety. *Journal of Health Communication*, 11(8), 789–806.
- Frey, D. (1986). Recent research on selective exposure to information. *Advances in Experimental Social Psychology*, 19, 41–80.
- Gao, X. M., Richards, T. J., & Kagan, A. (1997). A latent variable model of consumer taste determination and taste change for complex carbohydrates. *Applied Economics*, 29(12), 1643–1654.
- Hair, J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Kiousis, S. (2001). Public trust or mistrust? Perceptions of media credibility in the information age. *Mass Communication & Society*, 4(4), 381–403.
- Kotler, P. T., & Keller, K. L. (2012). *Marketing management* (14th ed.). New Jersey: Prentice Hall Inc.
- Lobb, A. E. (2005). Consumer trust, risk and food safety: A review. *Food Economics*, 2(1), 3–12.
- Lobb, A. E., Mazzocchi, M., & Traill, W. B. (2007). Modelling risk perception and trust in food safety information within the theory of planned behavior. *Food Quality and Preference*, 18(2), 384–395.
- Mazur, A. (1981). Media coverage and public opinion on scientific controversies. *Journal of Communication*, 31(2), 106–115.
- Mazur, A., & Lee, J. (1993). Sounding the global alarm: Environmental issues in the US national news. *Social Studies of Science*, 23(4), 681–720.
- Mazzocchi, M. (2006). No news is good news: Stochastic parameters versus media coverage indices in demand models after food scares. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3), 727–741.
- Mazzocchi, M., Lobb, A., Bruce Traill, W., & Cavicchi, A. (2008). Food scares and trust: A European study. *Journal of Agricultural Economics*, 59(1), 2–24.
- McCarthy, M., & Henson, S. (2005). Perceived risk and risk reduction strategies in the choice of beef by Irish consumers. *Food Quality and Preference*, 16(5),

- 435–445.
- McDonald, J. F., & Moffitt, R. A. (1980). The uses of Tobit analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 62(2), 318–321.
- Michaelidou, N., & Hassan, L. M. (2008). The role of health consciousness, food safety concern and ethical identity on attitudes and intentions towards organic food. *International Journal of Consumer Studies*, 32(2), 163–170.
- Piggott, N. E., & Marsh, T. L. (2004). Does food safety information impact U.S. meat demand? *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1), 154–174.
- Pliner, P., & Hobden, K. (1992). Development of a scale to measure the trait of food neophobia in humans. *Appetite*, 19(2), 105–120.
- Raupp, J. (2014). Social agents and news media as risk amplifiers: A case study on the public debate about the E. coli outbreak in Germany 2011. *Health, Risk & Society*, 16(6), 565–579.
- Rieger, J., Kuhlitz, C., & Anders, S. (2016). Food scandals, media attention and habit persistence among desensitised meat consumers. *Food Policy*, 64, 82–92.
- Robinson, R., & Smith, C. (2003). Associations between self-reported health conscious consumerism, body-mass index, and attitudes about sustainably produced foods. *Agriculture and Human Values*, 20(2), 177–187.
- Roininen, K., Tuori, H., Zandstra, E. H., De Graaf, C., Vehkalahti, K., Stubenitsky, K., et al. (2001). Differences in health and taste attitudes and reported behavior among Finnish, Dutch and British consumers: A cross-national validation of the health and taste attitude scales (HTAS). *Appetite*, 37(1), 33–45.
- Roosen, J., Thiele, S., & Hansen, K. (2005). Food risk perceptions by different consumer groups in Germany. *Food Economics-Acta Agriculturae Scandinavica, Section C*, 2(1), 13–26.
- Rowe, G., Frewer, L., & Sjöberg, L. (2000). Newspaper reporting of hazards in the UK and Sweden. *Public Understanding of Science*, 9(1), 59–78.
- Siegrist, M., Gutscher, H., & Earle, T. C. (2005). Perception of risk: The influence of general trust, and general confidence. *Journal of Risk Research*, 8(2), 145–156.
- Simon, H. A., Egidi, M., Viale, R., & Marris, R. L. (1992). *Economics, bounded rationality and the cognitive revolution*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Company.
- Smed, S. (2012). Information and consumer perception of the “organic” attribute in fresh fruits and vegetables. *Agricultural Economics*, 43(1), 33–48.
- Smed, S., & Jensen, J. D. (2005). Food safety information and food demand. *British Food Journal*, 107(3), 173–186.
- Tonsor, G. T., Schroeder, T. C., & Pennings, J. M. (2009). Factors impacting food safety risk perceptions. *Journal of Agricultural Economics*, 60(3), 625–644.
- Turvey, C. G., Onyango, B., Cuite, C., & Hallman, W. K. (2010). Risk, fear, bird flu and terrorists: A study of risk perceptions and economics. *The Journal of Socio-Economics*, 39(1), 1–10.
- Ueland, Ø., Odekerken-Schröder, G., Pennings, J. M. E., Gunnlaugsdottir, H., Holm, F., Leino, O., et al. (2012). State of the art in benefit–risk Analysis: Consumer perception. *Food and Chemical Toxicology*, 50, 67–76.
- Urala, N., & Lähteenmäki, L. (2007). Consumers' changing attitudes towards functional foods. *Food Quality and Preference*, 18(1), 1–12.
- Verbeke, W., Sioen, I., Brunsø, K., De Henauw, S., & Van Camp, J. (2007). Consumer perception versus scientific evidence of farmed and wild fish: Exploratory insights from Belgium. *Aquaculture International*, 15(2), 121–136.
- Wansink, B. (2004). Consumer reactions to food safety crises. *Advances in Food and Nutrition Research*, 48, 103–150.
- Weible, D., Christoph-Schulz, I., Salamon, P., & Zander, K. (2016). Citizens' perception of modern pig production in Germany: A mixed-method research approach. *British Food Journal*, 118(8), 2014–2032.
- Yadavalli, A., & Jones, K. (2014). Does media influence consumer demand? The case of lean finely textured beef in the United States. *Food Policy*, 49, 219–227.
- Yang, J., & Goddard, E. (2011). Canadian consumer responses to BSE with heterogeneous risk perceptions and risk attitudes. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 59(4), 493–518.
- Zheng, Z., & Henneberry, S. R. (2010). The impact of changes in income distribution on current and future food demand in urban China. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 35(1), 51–71.

### 3. Diskussion der Ergebnisse

Aus den im Rahmen der Dissertation veröffentlichten Artikeln gehen zahlreiche Erkenntnisse über die relevanten Hintergründe der Verbraucherreaktionen bei Lebensmittelskandalen hervor. Die Ergebnisse dieser Dissertation liefern dadurch wichtige Erkenntnisse für die politischen und wirtschaftlichen Akteure hinsichtlich der zielgerichteten Kommunikation von gesundheitlichen Gefahren bzw. der Ausgestaltung effektiver Risikokommunikationsinstrumente bei zukünftigen Lebensmittelskandalen.

Als Fallbeispiel diente der deutsche Dioxinskandal. Hier wurden im Januar 2011 erhöhte Dioxinwerte bei Schweine- und Geflügelfleisch nachgewiesen, die von Experten als gesundheitlich unbedenklich eingestuft wurden (BfR 2011). Die Analysen der Nachfragereaktionen auf den Dioxinskandal basieren auf dem GfK-Frischepanel. Dieser Paneldatensatz enthält detaillierte Informationen (Einkaufswert, Einkaufsmenge, Zeitpunkt des Einkaufs, Einkaufsstätte, soziodemographische Merkmale) über tatsächlich eingekaufte Fleischprodukte von 16 023 registrierten Haushalten für die Jahre 2010 und 2011.

Um die Relevanz der Ergebnisse dieser Dissertation für die Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen zu verdeutlichen, soll zunächst der Begriff Risikokommunikation näher erläutert werden:

„Risk communication is defined as any purposeful exchange of information about health or environmental risks between interested parties. More specifically, risk communication is the act of conveying or transmitting information between parties about levels of health or environmental risks; the significance or meaning of health or environmental risks; or decisions, actions, or policies aimed at managing or controlling health or environmental risks. Interested parties include government agencies, corporations and industry groups, unions, the media, scientists, professional organizations, public interest groups and individual citizens“ (Covello et al. 1986, S.172).

Ursprünglich befasste sich die Risikokommunikationsforschung hauptsächlich mit Umweltkatastrophen (z. B. Überschwemmungen) und technologischen Risiken (z. B. Atomkraftwerke) (Lofstedt 2006). Ab Mitte der 1990er Jahre bezogen sich die Studien zur Risikokommunikation vermehrt auf die von Verbrauchern wahrgenommenen Gesundheitsrisiken bei Lebensmitteln (z. B.

genetisch veränderte Lebensmittel) (Lofstedt 2006; Finucane 2002; Durant et al. 1998; Frewer et al. 1997). Seit dem BSE-Skandal fokussierte sich die Risikokommunikationsforschung insbesondere auf Lebensmittelskandale. Das übergeordnete Ziel der Risikokommunikation ist es, mögliche gesundheitliche Risiken eines Vorfalls bzw. Skandals transparent an die Verbraucher zu kommunizieren und damit das Vertrauen in die Institutionen, die für die Bereitstellung der Lebensmittelsicherheit verantwortlich sind, zu stärken (Poortinga und Pidgeon 2005; Verbeke et al. 2007; Frewer et al. 2016). Durch eine entsprechende Risikokommunikation können sowohl etwaige gesundheitliche Risiken für die Verbraucher reduziert als auch die wirtschaftlichen Auswirkungen für die Lebensmittelwarenkette minimiert werden.

Aufgrund der immer häufiger vorkommenden Lebensmittelskandale entsteht ein erhöhtes Interesse, Hintergründe bei der Entstehung von Nachfragereaktionen wissenschaftlich zu untersuchen, um dadurch zu Handlungsempfehlungen für die mit der Risikokommunikation betrauten Akteure zu gelangen (Lofstedt 2006; Siegrist et al. 2007; Frewer et al. 2016). Die zentralen Forschungsdefizite bzw. Herausforderungen für eine effektive Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen sind gemäß Frewer et al. (2016):

- ein besseres Verständnis für die Verbraucherheterogenität, insbesondere im Hinblick auf mögliche Unterschiede in den Risikowahrnehmungen,
- eine detailliertere Analyse der Medien als Risikokommunikatoren,
- die Berücksichtigung möglicher Vertrauensunterschiede in die entsprechenden Informationsquellen
- und die Notwendigkeit von detaillierten Längsschnittanalysen im Hinblick auf das Verbraucherverhalten (Paneldaten) bei Lebensmittelskandalen.

Die verwendeten Daten (GfK-Paneldaten), Methoden sowie die Ergebnisse dieser Dissertation greifen diese Forschungsdefizite bei der Risikokommunikation auf und leisten damit einen wichtigen Beitrag zur Literatur. Zudem gehen die im Rahmen der Dissertation veröffentlichten Artikel methodisch und inhaltlich über die bisherigen Studien zu Nachfrageanalysen bei Lebensmittelskandalen hinaus und verbessern das Verständnis der wesentlichen Determinanten einschließlich ihrer Wechselwirkungen für die Verbraucher bzw. Verbrauchergruppen.

Insbesondere die Berücksichtigung der Verbraucherheterogenität spielt eine wichtige Rolle für die Erforschung des Nachfrageverhaltens bei Lebensmittelskandalen und die Ausgestaltung von Risi-

kokommunikationsstrategien. Aufgrund von individuellen Unterschieden im wahrgenommenen Risiko kann das über die Medien kommunizierte Gesundheitsrisiko sehr unterschiedliche Auswirkungen auf das individuelle Nachfrageverhalten der Verbraucher haben (Mazzocchi et al. 2008; Payne et al. 2009; Yang und Goddard 2011). In der bisherigen Literatur zu Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen wurde jedoch die Verbraucherheterogenität unzureichend berücksichtigt. Wansink (2004) und Frewer et. al. (2016) kritisieren, dass Verbraucher meist zu einheitlich betrachtet werden, anstatt individuelle Unterschiede zu berücksichtigen. Aus diesem Grund ist die methodische und inhaltliche Berücksichtigung der Verbraucherheterogenität bei Lebensmittelskandalen ein zentraler Bestandteil dieser Dissertation. In den bisherigen Nachfrageanalysen zu Lebensmittelskandalen wurden fast ausschließlich Nachfragesysteme verwendet (z. B. „Almost Ideal Demand Systems“), die zwar theoretische Grundsätze der mikroökonomischen Haushaltstheorie integrieren, aber die Verbraucherheterogenität nicht berücksichtigen (z. B. Burton und Young 1996; Richards und Patterson 1999; Verbeke und Ward 2001). Zudem sind derartige Nachfragesysteme aufgrund der hohen Anzahl an Nullstellen, die unter anderem durch den Konsumverzicht für die betroffenen Produkte bei Lebensmittelskandalen entstehen können, nur stark eingeschränkt nutzbar.

In der vorliegenden Arbeit wurde eine ökonometrische Methode verwendet, die diese methodischen Defizite aufgreift und damit über die bisherige Literatur hinausgeht. Zur Analyse der GfK-Paneldaten wurde ein CRE-Tobit-Modell genutzt, das es ermöglicht, die unbeobachtete Heterogenität in den Verhaltensreaktionen der Verbraucher (Verbraucherheterogenität) auf einen Lebensmittelskandal zu berücksichtigen und die hohe Anzahl an Nullstellen zu kontrollieren. Diese Methode wurde auch in allen nachfolgenden Studien verwendet. In den Artikeln (2) bis (4) konnte statistisch nachgewiesen werden, dass es notwendig ist, die Verbraucherheterogenität (unbeobachtete individuelle Heterogenität) zu berücksichtigen. In Artikel (4) wurde die Bedeutung der Verbraucherheterogenität noch detaillierter untersucht. Hier wurden auf Basis zentraler verhaltenswissenschaftlicher Konstrukte mit Hilfe von Faktor- und Clusteranalysen verschiedene Verbrauchergruppen identifiziert und jeweils mit dem erwähnten CRE-Tobit-Modell analysiert. Dies ermöglichte, sowohl die Heterogenität innerhalb als auch zwischen den Verbrauchergruppen zu berücksichtigen. Die Ergebnisse der Artikel (2) bis (4) zeigten, dass die über die Medien kommunizierten Risiken des Dioxinskandals sehr unterschiedliche Auswirkungen auf das Nachfrageverhalten der jeweiligen Verbraucher bzw. Verbrauchergruppen hatten. Die methodischen Erweiterungen dieser Dissertation leisten daher einen wichtigen Beitrag für die Analyse von Verbraucher-

verhalten bei Lebensmittelskandalen in zukünftigen wissenschaftlichen Studien und unterstreichen die Bedeutung der Verbraucherheterogenität bei der Ausgestaltung von Risikokommunikationsinstrumenten.

Im Rahmen von Lebensmittelskandalen sind die Medien als zentrale Informationsquelle für die Verbraucher eine bedeutende Determinante für die Nachfragereaktionen. Gemäß Frewer et al. (2016) ist es eine zentrale Herausforderung für die zukünftige Ausgestaltung von Risikokommunikationsinstrumenten, die Rolle der Medien als Risikokommunikator für die Verbraucher besser zu verstehen. Folglich wurde in den Beiträgen (2) bis (4) ein Medienindex verwendet, um den tatsächlichen Einfluss der Medienberichterstattung über den Dioxinskandal auf das Nachfrageverhalten der Verbraucher abzubilden.

Der Medienindex geht über die bisherigen Ansätze in der Literatur hinaus (z. B. Brown und Schader 1990; Verbeke und Ward 2001; Piggot und Marsh 2004; Yadavalli und Jones 2014) und berücksichtigt sowohl kumulative Effekte von Informationen, Vergessensprozesse von Verbrauchern, Einflussunterschiede innerhalb der ausgewählten Medien (Zeitungs-, Online-, TV-Nachrichten) als auch individuelle Vertrauensunterschiede in die Medieninformationen. Das wahrgenommene Risiko und die entsprechenden Nachfragereaktionen bei Lebensmitteln sind insbesondere vom Vertrauen der Verbraucher in die Risikoinformationen und die entsprechenden Informationsquellen abhängig. So scheitert die Risikokommunikation häufig aufgrund des mangelnden Vertrauens in die jeweilige Informationsquelle (Slovic 1993; Lobb et al. 2007; Frewer et al. 2016). Um mögliche Vertrauensunterschiede in die Medienberichterstattung zu berücksichtigen, wurde der Medienindex entsprechend des individuellen Mediennutzungsverhaltens der Verbraucher gewichtet, da das Vertrauen in die Medien positiv mit der Nutzungshäufigkeit korreliert sein kann (Kioussis 2001). In Artikel (4) wurde das Mediennutzungsverhalten als Clustervariable verwendet, um die unterschiedliche Wirkung des Vertrauens in die Medienberichterstattung zwischen den Verbrauchern bzw. Verbrauchergruppen detaillierter zu untersuchen. Der entwickelte Medienindex ermöglicht es, die Auswirkungen von Medieninformationen auf die nachfolgenden Konsumententscheidungen detailliert abzubilden, und leistet damit einen wichtigen Beitrag zur aktuellen Literatur.

Kritisch ist anzumerken, dass die Beantwortung der Frage nach der Mediennutzungshäufigkeit auf den subjektiven Selbsteinschätzungen („stated preferences“) der Verbraucher beruht und sich diese von ihrem tatsächlichen Nutzungsverhalten („revealed preferences“) unterscheiden können. In



zukünftigen Studien wäre eine weitere Gewichtung des Medienindex in Abhängigkeit der soziodemographischen Charakteristika der Verbraucher sinnvoll, da sich z. B. ältere Verbraucher vermutlich stärker über Nachrichten in Printmedien informieren, wohingegen sich jüngere eher auf Online-Nachrichten fokussieren. Auch ist davon auszugehen, dass die Verbraucher in Abhängigkeit ihres Bildungsgrads Medien unterschiedlich nutzen. In der vorliegenden Dissertation konnte dies jedoch nicht berücksichtigt werden, da es für die Jahre 2010 und 2011 keine verfügbaren repräsentativen Daten über das Mediennutzungsverhalten in Abhängigkeit soziodemographischer Merkmale in Deutschland gibt. Zudem konnten zusätzliche bedeutende Medien wie Radio und insbesondere soziale Medien (z. B. Facebook) aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit nicht berücksichtigt werden. Dies stellt eine weitere Limitierung der vorliegenden Dissertation im Hinblick auf die adäquate Berücksichtigung des Medieneinflusses auf das Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen dar.

Die Ergebnisse der Beiträge zeigen, dass die Medienberichterstattung über den Dioxinskandal die Risikowahrnehmung einiger Verbraucher bzw. Verbrauchergruppen erhöht und zu entsprechenden Nachfragerückgängen für die betroffenen Produkte geführt hat. Der negative Medieneinfluss hatte jedoch eine eher kurzfristige Wirkung auf das Nachfrageverhalten. Wie in vielen anderen Studien (z. B. Mazzocchi et al. 2006; Saghaian und Reed 2007; Yang und Goddard 2011) kehrten die Verbraucher nach dem anfänglichen „Schockeffekt“ durch den Lebensmittelskandal relativ schnell wieder zu ihren alten Nachfragemustern zurück. Zudem geben die Ergebnisse Hinweise darauf, dass der vorangegangene Nachweis erhöhter Dioxinwerte bei Eiern im Dezember 2010 die Verbraucher desensibilisiert und den „Schockeffekt“ der Medienberichterstattung über die Ausbreitung des Dioxinskandals auf Schweine- und Geflügelfleischprodukte reduziert hat. Hierbei ist jedoch kritisch anzumerken, dass dies aufgrund fehlender Daten nicht statistisch nachgewiesen werden konnte. Die Ergebnisse einer Studie von Ding et al. (2013) über das Nachfrageverhalten bei kurz aufeinanderfolgenden Lebensmittelskandalen bekräftigen jedoch die Annahme über mögliche Desensibilisierungseffekte.

Für die zukünftige Ausgestaltung geeigneter Risikokommunikationsinstrumente impliziert dies zum einen, dass es wichtig ist, das individuelle Mediennutzungsverhalten der Verbraucher und damit das Vertrauen in und die Empfänglichkeit für Medieninformationen zu berücksichtigen. Zum anderen sollte die Risikokommunikation möglichst transparent und zeitnah erfolgen, um den kurzfristigen „Schockeffekt“ für die Verbraucher durch die Medienberichterstattung, insbesondere

bei gesundheitlich unbedenklichen Lebensmittelskandalen, zu reduzieren. In diesem Zusammenhang sollten auch mögliche Desensibilisierungseffekte durch vorangegangene Lebensmittelskandale in der Ausgestaltung von Risikokommunikationsstrategien beachtet werden. Generell sollte aufgrund der zentralen Rolle der Medien als Risikokommunikator für die Verbraucher die Zusammenarbeit von Politik und Privatwirtschaft mit den Medien verbessert werden, um die tatsächlichen gesundheitlichen Risiken eines Lebensmittelskandals transparent an die Verbraucher kommunizieren zu können.

Der Einfluss der Medienberichterstattung auf das Nachfrageverhalten infolge eines Lebensmittelskandals kann sich zwischen Verbrauchern stark unterscheiden und ist neben dem Vertrauen in die Medien von weiteren verhaltenswissenschaftlichen Konstrukten abhängig. In den Artikeln wurden insbesondere die unterschiedlichen Konsumgewohnheiten der Verbraucher bezüglich der betroffenen Produkte als eine zentrale Determinante von Verbraucherverhalten identifiziert. Im Gegensatz zu früheren Studien (z. B. Adda 2007; Ding et al. 2011, 2013) wurden kurz- und langfristige Konsumgewohnheiten der Verbraucher betrachtet, um ein differenzierteres Bild über deren Rolle bei Lebensmittelskandalen zu erhalten. Zudem wurden die Interdependenzen zwischen dem Medien Einfluss und den Konsumgewohnheiten im Vergleich zu Ding et al. (2011, 2013) detaillierter analysiert, indem die marginalen Effekte der Medienberichterstattung auf das Nachfrageverhalten in Abhängigkeit verschiedener Ausprägungen der Konsumgewohnheiten berechnet wurden. Diese methodischen Erweiterungen der vorliegenden Dissertation gehen damit über die aktuelle Literatur zu Nachfrageanalysen bei Lebensmittelskandalen hinaus und ermöglichen es, die Bedeutung von Konsumgewohnheiten einschließlich deren Wechselwirkungen mit der Medienberichterstattung besser zu verstehen.

Die Ergebnisse der Artikel zeigen, dass insbesondere langfristige Konsumgewohnheiten einen sehr starken positiven Effekt auf die Nachfrage ausgeübt haben. Die starken bzw. starren Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte haben den negativen Einfluss der Medienberichterstattung auf die Nachfrage reduziert und stärkere Nachfragerückgänge infolge des Dioxinskandals verhindert. Es wird zudem deutlich, dass je stärker die Konsumgewohnheiten der Verbraucher ausgeprägt waren, desto geringer auch die Nachfragerreaktionen auf den Dioxinskandal infolge der Medienberichterstattung ausfielen. Kurzfristige Konsumgewohnheiten übten in allen Beiträgen einen negativen Einfluss auf das Nachfrageverhalten für die untersuchten Produkte während des Dioxinskandals aus. Dies impliziert, dass die Verbraucher kurzfristig (wöchentlich) eine gewisse

Produktvielfalt bevorzugten und deutet auf flexible Präferenzen für Geflügel- und Schweinefleischprodukte hin. Dies könnte zu einer höheren Anfälligkeit der Verbraucher gegenüber kritischen Medieninformationen während des Dioxinskandals geführt haben. Diese Ergebnisse verdeutlichen, dass die Konsumgewohnheiten bezüglich der betroffenen Produkte bei der Ausgestaltung entsprechender Risikokommunikationsstrategien berücksichtigt werden müssen.

Für die zukünftige Forschung bedeutet dies, dass zusätzliche Nachfrageanalysen anderer betroffener Produkte durchgeführt werden sollten, um die Bedeutung von Konsumgewohnheiten für Nachfragereaktionen und schließlich für die Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen detaillierter zu analysieren. Der Großteil der bisherigen Nachfrageanalysen zu Lebensmittelskandalen bezieht sich auf Fleischprodukte (z. B. Verbeke und Ward 2001; Dahlgran und Fairchild 2002; Yang und Goddard 2011; Ding et al. 2013), die eine besondere Bedeutung für viele Verbraucher haben. Speziell wenn Fleischprodukte von Lebensmittelskandalen betroffen sind, reagieren Verbraucher sehr sensibel. Hier liegen generell ein erhöhtes Misstrauen und dadurch eine größere Empfänglichkeit für die mediale Skandalberichterstattung vor (Alvensleben 1995; Verbeke et al. 2007). Für andere Produkte wie z. B. Gemüse (Calvin et al. 2004; Carter und Smith 2007; Arnade et al. 2009; Bitsch et al. 2014) gibt es nur wenige Studien im Hinblick auf das Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen. Die Rolle von Konsumgewohnheiten wurde in diesen Studien zudem nicht oder kaum berücksichtigt. In diesem Zusammenhang sollten auch mögliche landespezifische bzw. kulturelle Unterschiede erfasst werden, die sich stark auf produktspezifische Konsumgewohnheiten und deren Auswirkungen auf das über die Medien kommunizierte Risiko auswirken können (Frewer et al. 2016). Neben der Art des betroffenen Produktes kann auch die Verarbeitungsintensität eine wichtige Rolle für das von den Verbrauchern wahrgenommene Risiko spielen. Einerseits kann ein zunehmender Verarbeitungsgrad von Lebensmitteln zu einer geringeren Risikowahrnehmung und entsprechend niedrigeren Nachfragerückgängen führen, da die betroffene Zutat des Produktes nicht mehr oder nur eingeschränkt wahrgenommen wird (Voerste 2009). Andererseits zeigen die Ergebnisse von De Barcellos et al. (2010), dass aufgrund des Misstrauens gegenüber der Lebensmittelindustrie stark verarbeitete Produkte das wahrgenommene Risiko der Verbraucher erhöhen können. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf, um die tatsächliche Rolle der Verarbeitungsintensität der betroffenen Produkte für die Nachfragereaktionen und die Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen zu verdeutlichen.

Weitere mögliche Ursachen für die heterogenen Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen einschließlich deren Interdependenzen mit der Medienberichterstattung und Konsumgewohnheiten wurden in Artikel (3) durch eine intensive Literaturrecherche identifiziert. Hier wurde deutlich, dass für die effektive Gestaltung von Risikokommunikationsstrategien einerseits ein besseres Verständnis für die Verbraucherheterogenität insbesondere im Hinblick auf mögliche Unterschiede in den Risikowahrnehmungen und Risikoeinstellungen nötig ist. Andererseits können Vertrauensunterschiede in die institutionellen Rahmenbedingungen (politische und privatwirtschaftliche), welche die Sicherheit von Lebensmitteln garantieren sollen, eine wichtige Rolle für das Ausmaß der Nachfragereaktionen und den Erfolg der Risikokommunikation spielen (Wahlbert und Sjöberg 2000; Wilcock et al. 2004; van Kleef et al. 2006; Frewer et al. 2016).

Die Bedeutung dieser verhaltenswissenschaftlichen Konstrukte konnte in den Artikeln (2) und (3) aufgrund fehlender Daten nicht direkt berücksichtigt werden. Durch die Verwendung des CRE-Tobit-Modells konnte nur für unbeobachtete individuelle Unterschiede in den Verbrauchereinstellungen kontrolliert werden. Um Informationen über mögliche Unterschiede in den Verbrauchereinstellungen und deren Bedeutung für die Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen zu erhalten, wurde das GfK-Frischepanel im Rahmen des vierten Artikels mit entsprechenden Befragungsdaten für die registrierten Haushalte erweitert.

Über eine Faktorenanalyse wurden das Gesundheitsbewusstsein sowie das Vertrauen in sogenannte Vertrauenseigenschaften von Lebensmitteln („credence goods“) als grundlegende Einstellungen der Befragten ermittelt. Diese Faktoren sowie die erwähnten Informationen über das Mediennutzungsverhalten der Verbraucher wurden im Rahmen einer Clusteranalyse genutzt, um drei Verbrauchergruppen zu bilden. In mehreren Studien wurde deutlich, dass gesundheitsbewusste Verbraucher viel Wert auf eine gesunde Ernährung und die Sicherheit von Lebensmitteln legen, um negative Auswirkungen auf ihre Gesundheit zu vermeiden. Es ist daher naheliegend, dass diese Verbraucher bei Lebensmittelskandalen sehr sensibel reagieren und eine vergleichsweise hohe Risikowahrnehmung aufweisen (Robinson und Smith 2003; Michaelidou und Hassan 2008). Zudem verlassen sich gesundheitsbewusste Verbraucher in ihren Kaufentscheidungen stark auf Vertrauenseigenschaften, was auf ein generelles Misstrauen gegenüber gesetzlichen und privatwirtschaftlichen Mindeststandards, welche die Lebensmittelsicherheit garantieren sollen, hinweist (Mazzocchi et al. 2008; Tonsor et al. 2009). Die zur Segmentierung der Verbrauchergruppen verwendeten Verbrauchereinstellungen sind folglich geeignet, um mögliche Unterschiede in der Risi-

kowahrnehmung und dem Vertrauen in institutionelle Rahmenbedingungen im Hinblick auf Lebensmittelsicherheit sowie die über die Medien kommunizierten Risiken abzubilden.

Die verbrauchergruppenspezifische Analyse der Nachfragereaktionen auf die Skandalberichterstattung in Abhängigkeit zentraler verhaltenswissenschaftlicher Konstrukte hilft demnach zu verstehen, warum einige Konsumenten sehr starke Nachfragereaktionen bei Lebensmittelskandalen zeigen, während andere nur marginale Verhaltensänderungen aufweisen.

Durch die umfassende Betrachtung heterogener Risikowahrnehmungen, Vertrauenseigenschaften, Konsumgewohnheiten und Auswirkungen der Medienberichterstattung auf das individuelle Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen (Dioxinskandal) geht Artikel (4) über die bisherige Literatur hinaus (z. B. Roosen et al. 2005; Mazzocchi et al. 2008; Yang und Goddard 2011; Ding et al. 2013). Zudem ermöglicht die Kombination der tatsächlichen Einkaufsdaten mit den Befragungsdaten für die gleichen Haushalte im Gegensatz zum Großteil vorheriger Studien (z.B. Adda 2007; Burton und Young 1996) die Diskrepanz zwischen den Verbrauchereinstellungen und dem beobachteten Einkaufsverhalten („attitude-behaviour gap“) im Fall eines Lebensmittelskandals zu berücksichtigen.

Die Ergebnisse des vierten Beitrages zeigen, dass die Verbrauchergruppen in Abhängigkeit ihrer Einstellungen sehr unterschiedlich auf den Dioxinskandal und die über die Medien kommunizierten Risiken reagiert haben. Die Verbrauchergruppe, die sich durch ein überdurchschnittlich hohes Gesundheitsbewusstsein, Vertrauen in Vertrauenseigenschaften und einer starken Medienaffinität auszeichnet („gesundheitsbewusst und informiert“), zeigte die stärksten Nachfragereaktionen im Verlauf des Dioxinskandals. Die Verbraucher mit einem sehr geringen Interesse an Informationen über Vertrauenseigenschaften sowie über gesundheitliche Risiken durch den Lebensmittelkonsum („medial informiert und unbesorgt“) zeigten keine bzw. nur marginale Nachfragerückgänge für die im Dioxinskandal betroffenen Produkte. Die Medienberichterstattung über den Dioxinskandal hatte keine signifikanten Auswirkungen auf ihr Nachfrageverhalten. Bei allen Verbrauchergruppen spielten langfristige Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte eine bedeutende Rolle. Die marginalen Effekte der Medienberichterstattung auf das Nachfrageverhalten in Abhängigkeit von Konsumgewohnheiten verdeutlichten, dass starre Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte den negativen Einfluss der Skandalberichterstattung kompensiert und stärkere Nachfragereaktionen verhindert haben. Zudem zeigten die Ergebnisse, dass sehr starke bzw. starre Kon-

sumgewohnheiten den Einfluss der zwischen den Verbrauchergruppen unterschiedlich ausgeprägten psychologischen Faktoren auf die Nachfragereaktionen ausgleichen können.

Die Ergebnisse von Artikel (4) dieser Dissertation liefern wichtige Anhaltspunkte dafür, wie einzelne Verbrauchergruppen bei Lebensmittelskandalen über entsprechende Risikokommunikationsinstrumente am effektivsten erreicht werden können. Zunächst verdeutlichen sie das stark produktabhängige Nachfrageverhalten bei Lebensmittelskandalen. Ferner ist die Berücksichtigung möglicher Unterschiede in den identifizierten verhaltenspsychologischen Faktoren (Risikowahrnehmung, Vertrauenseigenschaften, Mediennutzungsverhalten) von großer Bedeutung für die Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen. So ist davon auszugehen, dass die gesundheitsbewussten und informierten Verbraucher gut über die Medien erreichbar sind. Sie sind überdurchschnittlich an Informationen über gesundheitliche Risiken interessiert und nutzen die Medien intensiv, um sich zu informieren. Für die unbesorgten Verbraucher stellt sich die Situation hingegen schwieriger dar, da diese Verbrauchergruppe kein Interesse an möglichen gesundheitlichen Risiken des Dioxinskandals aufzeigte. Es konnten nur marginale Nachfrageveränderungen quantifiziert werden und die Medienberichterstattung hatte trotz einer leicht überdurchschnittlichen Mediennutzung dieser Verbrauchergruppe, keinen Einfluss auf die Nachfrage nach den betroffenen Produkten. Insbesondere bei (akut) gesundheitsbedrohlichen Lebensmittelskandalen wie dem EHEC-Skandal ist es eine zentrale Herausforderung, diese Verbrauchergruppe zu erreichen und ihnen die gesundheitlichen Risiken wirksam zu vermitteln. Um dies zukünftig zu gewährleisten, ist weitere Forschung notwendig. Es müssen zunächst weitere relevante verhaltenswissenschaftliche Konstrukte identifiziert werden, um die Hintergründe für die heterogenen Nachfragereaktionen noch besser zu verstehen und dadurch eine zielgerichtete Risikokommunikation zu ermöglichen. Zudem sollten qualitative Studien durchgeführt werden, um detaillierte Informationen über adäquate Kommunikationskanäle und die erforderlichen Kommunikationsinhalte zu beschaffen.

Abschließend lässt sich sagen, dass die Ergebnisse der veröffentlichten Artikel einen wichtigen Beitrag zur Literatur im Hinblick auf das Verbraucherverhalten bei Lebensmittelskandalen sowie zur Beantwortung der zentralen Forschungsfragen dieser Dissertation leisten. Zum einen konnte auf Basis detaillierter Einkaufsdaten (GfK-Paneldaten) die große Bedeutung der Verbraucherheterogenität bei der Analyse des Nachfrageverhaltens im Fall von Lebensmittelskandalen aufgezeigt werden. Zum anderen konnten zentrale Determinanten für die heterogenen Nachfragereaktionen identifiziert und deren Interaktionen detailliert analysiert werden. Die methodischen und inhaltli-

chen Erweiterungen dieser Dissertation gehen über bisherige Ansätze in der wissenschaftlichen Literatur hinaus und haben bedeutende Implikationen für eine effektivere Risikokommunikation bei Lebensmittelskandalen. Eine auf die heterogenen Einstellungen und Informationsbedürfnisse bzw. das Informationsverhalten der Verbraucher abgestimmte Kommunikation der gesundheitlichen Risiken, kann das Vertrauen in die entsprechenden politischen Institutionen erhöhen, was eine wichtige Rolle für die Akzeptanz der Informationen spielt. Insbesondere bei als gesundheitlich unbedenklich eingestuften Lebensmittelskandalen kann eine schnelle und zielgerichtete Risikokommunikation die Unterschiede zwischen den wahrgenommenen (subjektiven) Risiken und den tatsächlichen (objektiven) Risiken reduzieren und damit den „Schockeffekt“ bzw. die Nachfragerückgänge der Verbraucher für die betroffenen Produkte verringern. Eine effektive Kommunikation der gesundheitlichen Risiken kann somit Wohlfahrtsverluste für Verbraucher bei Lebensmittelskandalen verhindern bzw. minimieren. Auch für die Akteure der Lebensmittelwarenkette (z. B. Landwirte) kann eine effektivere und zeitnahe Risikokommunikation zu einer Reduzierung von Wohlfahrtsverlusten führen, die ansonsten durch den temporären Preisverfall für die betroffenen Produkte infolge der Nachfragerückgänge entstehen könnten.

Die in der vorliegenden Dissertation erarbeiteten Ergebnisse können somit dazu genutzt werden, die Glaubhaftigkeit bzw. Effektivität der Risikokommunikation für die Verbraucher zu erhöhen und hierdurch die gesundheitlichen und wirtschaftlichen Folgen zukünftiger Lebensmittelskandale zu reduzieren.

## **Zusammenfassung**

In der Vergangenheit waren Verbraucher wiederholt mit Lebensmittelskandalen wie beispielsweise den Ereignissen um BSE (Bovine spongiforme Enzephalopathie) oder EHEC (Enterohämorrhagische Escherichia coli) konfrontiert. Lebensmittelskandale können neben gesundheitlichen Risiken auch zu enormen wirtschaftlichen Verlusten führen, insbesondere durch Nachfragerückgänge für die betroffenen Produkte. Die Erforschung der teilweise stark heterogenen Verbraucherreaktionen ermöglicht eine gezieltere Kommunikation von gesundheitlichen Risiken. Insbesondere die Tatsache, dass sich das primär über die Medien kommunizierte Risiko sehr unterschiedlich auf das individuelle Nachfrageverhalten der Verbraucher auswirken kann, wurde in der bisherigen Literatur jedoch sowohl inhaltlich als auch methodisch unzureichend berücksichtigt.

Die zentralen Forschungsfragen dieser Dissertation sind einerseits die Bedeutung der Verbraucherheterogenität bei der Analyse des Nachfrageverhaltens im Falle eines Lebensmittelskandals. Andererseits sollen die zentralen Determinanten für die heterogenen Nachfragerreaktionen, einschließlich ihrer möglichen Interdependenzen, identifiziert werden. Als Fallbeispiel dient der deutsche Dioxinskandal, der aus der Feststellung erhöhter Dioxinwerte bei Schweine- und Geflügelfleisch im Januar 2011 resultierte. Als Datengrundlage wurde ein Teil des GfK-Frischepanels genutzt, welches Informationen über das Einkaufsverhalten von 16 023 registrierten Haushalten für die Jahre 2010 und 2011 beinhaltet. Zusätzlich sind Informationen über soziodemographische Merkmale sowie Befragungsdaten, die Rückschlüsse auf Verbrauchereinstellungen geben sollen, im Datensatz enthalten.

Im ersten Artikel dieser Dissertation wurde zunächst ein Überblick über die vielfältigen wirtschaftlichen Folgen des Dioxinskandals gegeben. Hierfür wurden Auswirkungen des Dioxinskandals auf die Erzeugerpreise, die Exporte sowie Nachfragerückgänge der deutschen Verbraucher für die betroffenen Fleischprodukte untersucht.

Der zweite Artikel fokussiert sich auf methodische Weiterentwicklungen der in der Literatur verwendeten Nachfragemodelle bei Lebensmittelskandalen, um die Verbraucherheterogenität explizit zu berücksichtigen. Ökonometrische Nachfrageanalysen für die am häufigsten konsumierten Schweine- und Geflügelfleischprodukte (Kotelett, Hähnchenfilet) zeigten, dass die Berücksichtigung der Verbraucherheterogenität essentiell ist. Zudem wurden die Medienberichterstattung über den Dioxinskandal und langfristige Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte als zentrale



Determinanten für die Nachfragereaktionen identifiziert. Die Medienberichterstattung hatte dabei einen negativen Einfluss auf das Nachfrageverhalten nach den betroffenen Produkten, wurde jedoch durch den starken positiven Effekt der Konsumgewohnheiten teilweise kompensiert.

Im dritten Artikel wurden die Nachfragereaktionen und insbesondere die Konsumgewohnheiten für Schweine- und Geflügelfleisch insgesamt näher untersucht. Hierfür wurden die Einzelprodukte aggregiert und Nachfrageanalysen jeweils für Schweine- und Geflügelfleisch durchgeführt, um die durchschnittliche Wirkung von Konsumgewohnheiten während des Dioxinskandals adäquat zu berücksichtigen. Auch hier wurde deutlich, dass im Verlauf des Dioxinskandals langfristige Konsumgewohnheiten einen positiven Einfluss auf das Nachfrageverhalten hatten. Im Gegensatz zum vorherigen Artikel zeigten die Ergebnisse, dass die Medienberichterstattung lediglich auf die Geflügelfleischnachfrage negative Auswirkungen hatte. Folglich wurden die im zweiten Artikel identifizierten negativen Auswirkungen der Medienberichterstattung auf die Nachfrage nach dem bedeutendsten Schweinefleischprodukt (Kotelett) durch den positiven Effekt der Konsumgewohnheiten der anderen Schweinefleischprodukte kompensiert. Dies verdeutlicht die zentrale Rolle von Konsumgewohnheiten und die stark produktabhängigen Verbraucherreaktionen bei Lebensmittel-skandalen.

Schließlich wurden im vierten Artikel die Befragungsdaten der GfK genutzt, um über eine Faktoranalyse grundlegende Einstellungen der Haushalte zu ermitteln. Diese wurden zusammen mit dem Mediennutzungsverhalten durch eine Clusteranalyse zur Segmentierung der Haushalte genutzt. Ziel dieses Artikels war es, noch fundiertere Aussagen über die wesentlichen Hintergründe der häufig sehr unterschiedlichen Nachfragereaktionen von Verbrauchern bei Lebensmittelskandalen zu treffen. Es wurde deutlich, dass während des Dioxinskandals insbesondere Unterschiede in der Risikowahrnehmung, dem Risikoverhalten, den Vertrauenseigenschaften und der Medienaffinität eine wichtige Rolle gespielt haben. Die Ergebnisse zeigen, dass die Stärke des Medieneffekts und die Nachfragereaktionen für die identifizierten Verbrauchergruppen in Abhängigkeit der erwähnten Einstellungen sehr unterschiedlich ausgeprägt waren. Bei allen Verbrauchergruppen hatten langfristige Konsumgewohnheiten für die betroffenen Produkte einen starken positiven Einfluss auf das Nachfrageverhalten und kompensierten den negativen Einfluss der Skandalberichterstattung. Zudem wurde deutlich, dass sehr starre Konsumgewohnheiten den Einfluss der zwischen den Verbrauchergruppen unterschiedlich ausgeprägten Einstellungen auf die Nachfragereaktionen ausgeglichen haben.

Die veröffentlichten Artikel liefern somit wichtige Erkenntnisse zur Beantwortung der aufgeführten Forschungsfragen. Das aus der vorliegenden Dissertation resultierende bessere Verständnis der wesentlichen Ursachen für die unterschiedlichen Nachfragereaktionen und deren Wechselwirkungen ermöglicht die Ausgestaltung von Risikokommunikationsinstrumenten, entlang der individuellen Einstellungen und des individuellen Informationsverhaltens der Verbraucher bei Lebensmittelskandalen. Diese Erkenntnisse ermöglichen es politischen Entscheidungsträgern, die tatsächlichen Gesundheitsrisiken der betroffenen Produkte transparenter und gezielter zu kommunizieren, um damit bei zukünftigen Lebensmittelskandalen die gesundheitlichen und wirtschaftlichen Auswirkungen zu reduzieren.

## Summary

Over the last decade, consumers have experienced a multitude of food scandals such as the BSE scandal or the EHEC scandal. In addition to adverse health effects, food scandals can lead to severe economic losses in the marketplace, particularly resulting from reduced consumer demand for the affected products. In order to avoid potential adverse health and economic effects of food scandals a better understanding for the underlying determinants behind heterogeneous behavioural responses is necessary to facilitate the implementation of adequate risk communication strategies. It seems reasonable to postulate that consumers may vary in their response to a food scandal depending on the individual's perceived risk determined by information gathered through the media; an issue that remains understudied in the literature.

Hence, one main research question of this dissertation is to investigate the importance and the impact of consumer heterogeneity on demand behaviour in the aftermath of food scandals. The second central objective is the identification and detailed analysis of relevant determinants behind differences in realized risk-mitigating outcomes. To answer these research questions, the German dioxin scandal is used as a case study. The dioxin scandal marks a failure in the meat supply chain that resulted in critical concentrations of the toxic chemical dioxin in poultry and pork meat in January 2011. The analyses employ detailed household-level retail scanner data collected by the GfK Consumer Scan panel for 16 023 households spanning pre- and post-scandal periods for the 2011 dioxin scandal. For all participating households' socio-demographic information and supplementary survey data that elicits household respondent's attitudes and information behaviour are available.

The first article of this dissertation provides an overview of the manifold economic shocks and losses along food supply chains in the wake of the dioxin scandal. For this purpose the impact of the German dioxin scandal on producer prices, exports as well as the shifts in consumption patterns for the affected products were examined.

The second article focuses on methodical improvements of existing demand models in the literature to demonstrate the importance of accounting for household heterogeneity when analysing behavioural responses in the course of food scandals. The empirical results support our hypothesis that the panel structure, i.e. household heterogeneity, does play an important role in explaining patterns of consumption for the most frequently consumed fresh meat products (pork chops, chick-

en filet) affected by the Dioxin scandal. The media coverage of the health safety risks associated with this food scandal as well as consumption habits were identified as essential and interdependent factors to explain household's mitigating behaviours to minimise risk exposure. The results show that media coverage about the dioxin scandal exerted a negative influence on the purchase behaviour for the affected products. The long-term consumption habits had a strong positive influence for both products and compensated the influence of media coverage resulting in the minor adjustments in the demand for both products.

The third article investigated the demand reactions for pork and poultry altogether, particularly focusing on the role of consumption habits for the aggregated product categories. The results suggest that long-term consumption habits exerted a strong positive influence for pork and poultry. However, in contrast to the previous article (Article (2)) the media coverage had no significant effect on pork demand. This indicates that the demand of most of the other pork products were not affected by the scandal and that the corresponding habit persistence compensated the negative media's effect on pork chops demand. These findings further illustrate the importance of consumption habits for the demand reactions in the course of food scandals.

In the fourth article, the supplementary survey data is used to perform a factor analysis in order to identify and consolidate underlying structures in response patterns into fewer factors. The cluster analysis employed combinations of extracted factors and respondent's stated media usage pattern to generate different groups of households. The objective of this study is to investigate the impact of heterogeneity in relevant psychological and behavioural characteristics on purchase behaviour to provide a deeper and more detailed understanding of the relevant determinants behind heterogeneous demand reactions in the aftermath of food scandals. The results indicate significant variations in household's media induced risk mitigation behaviour subject to differences in consumer risk perceptions, risk and trust attitudes and media usage behaviour. We found strong evidence of habit persistence across all household clusters that may have acted as a risk-reliever able to at least partly compensated negative media effects on choice and consumption decisions for affected products.

Further the results of the fourth article of this dissertation show that the stronger the habits for the affected products the more muted and similar households reacted to media coverage independent of cluster membership. This clearly emphasise the important role consumption habits play in explaining household risk mitigation responses during periods of food scandals.

Overall, the published articles and their empirical results provide important answers to the central research questions of this dissertation. A better understanding of the relevant behavioural and attitudinal determinants behind differences in individuals' realized risk-mitigating outcomes hold important implications for policy makers. The results in this dissertation suggest that policy makers should consider more carefully household heterogeneity as an important driver of consumption choices as to increase the efficacy of public communication during periods of food safety scares. This may enable decision-makers to develop more targeted risk communication strategies, which that account of the heterogeneous information needs and resulting risk mitigation behaviours of different consumer segments in order to reduce the adverse health effects and economic outcomes of food scandals in the future.

## Literaturverzeichnis

- Adda, J. (2007). Behavior towards health risks: an empirical study using the “Mad Cow” crisis as an experiment. *Journal of Risk and Uncertainty*, 35(3), 285–305.
- Agra-Europe (2011). Dioxinskandal erschüttert die Landwirtschaft. *Agra-Europe*, 52(1), 35–39.
- Alvensleben, R. (1995). Die Imageprobleme bei Fleisch – Ursachen und Konsequenzen. *Berichte über Landwirtschaft*, 73(1), 65–82.
- Arnade, C., Calvin, L. und Kuchler, F. (2009). Consumer response to a food safety shock: the 2006 food-borne illness outbreak of E. coli O157: H7 linked to spinach. *Review of Agricultural Economics*, 734–750.
- BfR (Bundesinstitut für Risikobewertung) (2011). Kein gesundheitliches Risiko durch den Verzehr von Eiern und Fleisch auf der Basis aktuell ermittelter Dioxingehalte. *BfR Stellungnahme*, Nr. 002/2011, 1–13.
- Bitsch, V., Koković, N. und Rombach, M. (2014). Risk communication and market effects during foodborne illnesses: a comparative case study of bacterial outbreaks in the US and in Germany. *International Food and Agribusiness Management Review*, 17(3), 97–114.
- Boulstridge, E. und Carrigan, M. (2000). Do consumers really care about corporate responsibility? Highlighting the attitude–behaviour gap. *Journal of Communication Management*, 4(4), 355–368.
- Brown, D. J. und Schrader, L. F. (1990). Cholesterol information and shell egg consumption. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 548–555.
- Burton, M. und Young, T. (1996). The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. *Applied Economics*, 28(6), 687–693.
- Calvin, L., Avendaño, B. und Schwentesius, R. (2004). The economics of food safety: the case of green onions and hepatitis A outbreaks outlook. US Department Agriculture, Washington, DC. [http://usda.mannlib.cornell.edu/usda/ers/VGS/2000s/2004/VGS-12-01-2004\\_Special\\_Report.pdf](http://usda.mannlib.cornell.edu/usda/ers/VGS/2000s/2004/VGS-12-01-2004_Special_Report.pdf) (zuletzt abgerufen am 28.04. 2017).
- Carrigan, M. und Attalla, A. (2001). The myth of the ethical consumer – do ethics matter in purchase behaviour? *Journal of Consumer Marketing*, 18(7), 560–578.
- Carter, C. A. und Smith, A. (2007). Estimating the market effect of a food scare: the case of genetically modified starlink corn. *The Review of Economics and Statistics*, 89(3), 522–533.
- Chang, H. S. und Kinnucan, H. W. (1991). Advertising, information, and product quality: the case of butter. *American Journal of Agricultural Economics*, 1195–1203.
- Chern, W. S. und Zuo, J. (1995). Alternative measures of changing consumer information on fat and cholesterol. Paper presented in the Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, Indianapolis, Indiana, 6–9.
- Covello, V. T., von Winterfeldt, D. und Slovic, P. (1986): Risk communication: a review of the literature. *Risk Abstracts*, 3(4), 171–182.
- Dahlgran, R. A. und Fairchild, D. G. (2002). The demand impacts of chicken contamination publicity – a case study. *Agribusiness*, 8(4), 459–474.
- De Barcellos, M. D., Kügler, J. O., Grunert, K. G., Van Wezemael, L., Perez-Cueto, F. J., Ueland, Ø. und Verbeke, W. (2010). European consumers' acceptance of beef processing technologies: a focus group study. *Innovative Food Science & Emerging Technologies*, 11(4), 721–732.

- Ding, Y., Veeman, M. M. und Adamowicz, W. L. (2011). Habit, BSE, and the dynamics of beef consumption. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 59(3), 337–359.
- Ding, Y., Veeman, M. M. und Adamowicz, W. L. (2013). The influence of trust on consumer behavior: an application to recurring food risks in Canada. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 92, 214–223.
- Downs, J. S., Loewenstein, G. und Wisdom, J. (2009). Strategies for promoting healthier food choices. *The American Economic Review*, 99(2), 159–164.
- Durant, J., Bauer, M. W. und Gaskell, G. (1998). *Biotechnology in the public sphere: a European sourcebook*. London: Science Museum.
- Enax, L. und Weber, B. (2015). Marketing placebo effects – from behavioral effects to behavior change? *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, 13(1), 15–31.
- Europäische Kommission (2010). Food-related risks. Special Eurobarometer 354. [http://ec.europa.eu/public\\_opinion/archives/ebs/ebs\\_354\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/public_opinion/archives/ebs/ebs_354_en.pdf) (zuletzt abgerufen am 07.03.2017).
- Finucane, M. (2002). Mad cows, mad corn and mad communities: The role of socio-cultural factors in the perceived risk of genetically-modified food. *Proceedings of the Nutrition Society*, 61, 31–37.
- Frewer, L. J., Howard, C., Hedderly, D. und Shepherd, R. (1997). Public concerns about general and specific applications of genetic engineering: risk, benefit and ethics. *Science, Technology and Human Values*, 22, 98–124.
- Frewer, L. J., Fischer, A. R., Brennan, M., Bánáti, D., Lion, R., Meertens, R. M., Verbeke, W. und Vereijken, C. M. (2016). Risk/benefit communication about food – a systematic review of the literature. *Critical Reviews in Food Science and Nutrition*, 56(10), 1728–1745.
- Gawron, J. C. und Theuvsen, L. (2010). Agrifood certification schemes in an intercultural context: theoretical reasoning and empirical findings. *Food Economics–Acta Agriculturae Scandinavica*, 7(2-4), 209–221.
- Grunert, K. G. (2002). Current issues in the understanding of consumer food choice. *Trends in Food Science & Technology*, 13(8), 275–285.
- Hobbs, J. E., Bailey, D., Dickinson, D. L. und Haghiri, M. (2005). Traceability in the Canadian red meat sector: do consumers care? *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 53(1), 47–65.
- Kiousis, S. (2001). Public trust or mistrust? Perceptions of media credibility in the information age. *Mass Communication & Society*, 4(4), 381–403.
- Linzmaier, V. (2007). *Lebensmittelskandale in den Medien: Risikoprofile und Verbraucherverunsicherung*. Baden-Baden, Germany: Nomos Verlagsgesellschaft.
- Lobb, A. E., Mazzocchi, M. und Bruce Traill, W. (2007). Modelling risk perception and trust in food safety information within the theory of planned behavior. *Food Quality and Preference*, 18(2), 384–395.
- Lofstedt, R. E. (2006). How can we make food risk communication better: where are we and where are we going? *Journal of Risk research*, 9(8), 869–890.
- Mazzocchi, M., Lobb, A. E., Bruce Traill, W. und Cavicchi, A. (2008). Food scares and trust: a European study. *Journal of Agricultural Economics*, 59(1), 2–24.

- Mazzocchi, M., Monache, D. D. und Lobb, A. E. (2006). A structural time series approach to modelling multiple and resurgent meat scares in Italy. *Applied Economics*, 38(14), 1677–1688.
- McCarthy, M. und Henson, S. (2005). Perceived risk and risk reduction strategies in the choice of beef by Irish consumers. *Food Quality and Preference*, 16(5), 435–445.
- Michaelidou, N. und Hassan, L. M. (2008). The role of health consciousness, food safety concern and ethical identity on attitudes and intentions towards organic food. *International Journal of Consumer Studies*, 32(2), 163–170.
- Nöhle, U. (2014): Was ist eigentlich ein "Skandal"? *Fleischwirtschaft*, 1, 64–66.
- Payne, C. R., Messer, K. D. und Kaiser, H. M. (2009). Which consumers are most responsive to media-induced food scares? *Agricultural & Resource Economics Review*, 38(3), 295–310.
- Piggott, N. E. und Marsh, T. L. (2004). Does food safety information impact U.S. meat demand? *American Journal of Agricultural Economics*, 86(1), 154–174.
- Poortinga, W. und Pidgeon, N. F. (2005). Trust in risk regulation: cause or consequence of the acceptability of GM food? *Risk analysis*, 25(1), 199–209.
- Raupp, J. (2014). Social agents and news media as risk amplifiers: a case study on the public debate about the E. coli outbreak in Germany 2011. *Health, Risk & Society*, 16(6), 565–579.
- Realini, C. E., Kallas, Z., Pérez-Juan, M., Gómez, I., Olleta, J. L., Beriain, M. J., Albertí, P. und Sañudo, C. (2014). Relative importance of cues underlying Spanish consumers' beef choice and segmentation, and consumer liking of beef enriched with n-3 and CLA fatty acids. *Food Quality and Preference*, 33, 74–85.
- Richards, T. J. und Patterson, P. M. (1999). The economic value of public relations expenditures: food safety and the strawberry case. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 24(2), 440–462.
- Robinson, R. und Smith, C. (2003). Associations between self-reported health conscious consumerism, body-mass index, and attitudes about sustainably produced foods. *Agriculture and Human Values*, 20(2), 177–187.
- Roosen, J., Thiele, S. und Hansen, K. (2005). Food risk perceptions by different consumer groups in Germany. *Food Economics—Acta Agriculturae Scandinavica, Section C*, 2(1), 13–26.
- Rowe, G., Frewer, L. und Sjöberg, L. (2000). Newspaper reporting of hazards in the UK and Sweden. *Public Understanding of Science*, 9(1), 59–78.
- Saghaiana, S. H. und Reed, M. R. (2007). Consumer reaction to beef safety scares. *International Food and Agribusiness Management Review*, 10(1), 19–35.
- Shaw, A. (2004). Discourses of risk in lay accounts of microbiological safety and BSE: a qualitative interview study. *Health, Risk & Society*, 6(2), 151–171.
- Siegrist, M., Gutscher, H. und Keller, C. (2007). Trust and confidence in crisis communication: three case studies. In: M. Siegrist, Timothy C. E. and H. Gutscher (Hrsg.), *Trust in cooperative risk management: Uncertainty and skepticism in the public mind* (267–286). London: Earthscan.
- Simon, H. A., Egidi, M., Viale, R. und Marris, R. L. (1992). *Economics, bounded rationality and the cognitive revolution*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing Company.
- Slovic, P. (1993). Perceived risk, trust and democracy. *Risk Analysis*, 13, 675–682.



- Smed, S. und Jensen, J. D. (2005). Food safety information and food demand. *British Food Journal*, 107(3), 173–186.
- Tonsor, G. T. und Olynk, N. J. (2011). Impacts of animal well-being and welfare media on meat demand. *Journal of Agricultural Economics*, 62(1), 59–72.
- Tonsor, G. T., Schroeder, T. C. und Pennings, J. M. (2009). Factors impacting food safety risk perceptions. *Journal of Agricultural Economics*, 60(3), 625–644.
- Van Kleef, E., Frewer, L. J., Chryssochoidis, G., Houghton, J. R., Korzen-Bohr, S., Krystallis, T., Lassen, J., Pfenning, U. und Rowe, G. (2006). Perceptions of food risk management among key stakeholders: results from a cross-European study. *Appetite*, 47, 46–63.
- Verbeke, W., Frewer, L. J., Scholderer, J. und De Brabander, H. F. (2007). Why consumers behave as they do with respect to food safety and risk information. *Analytica Chimica Acta*, 586(1), 2–7.
- Verbeke, W., Pérez-Cueto, F. J., de Barcellos, M. D., Krystallis, A. und Grunert, K. G. (2010). European citizen and consumer attitudes and preferences regarding beef and pork. *Meat science*, 84(2), 284–292.
- Verbeke, W. und Ward, R. W. (2001). A fresh meat almost ideal demand system incorporating negative TV press and advertising impact. *Agricultural Economics*, 25(2–3), 359–374.
- Voerste, A. (2009). Lebensmittelsicherheit und Wettbewerb in der Distribution – Rahmenbedingungen, Marktprozesse und Gestaltungsansätze, dargestellt am Beispiel der BSE-Krise. In: R. Olbrich (Hrsg.), *Schriftenreihe Marketing, Handel und Management*, Band 9. Lohmar und Köln: Josef EUL Verlag.
- Wahlbert, A. und Sjöberg, L. (2000). Risk perception and the media. *Journal of Risk Research*, 3, 31–50.
- Wansink, B. (2004). Consumer reactions to food safety crises. *Advances in Food and Nutrition Research*, 48, 103–150.
- Wilcock, A., Pun, M., Khanona, J. und Aung, M. (2004). Consumer attitudes, knowledge and behaviour: a review of food safety issues. *Trends in Food Science & Technology*, 15(2), 56–66.
- Yadavalli, A. und Jones, K. (2014). Does media influence consumer demand? The case of lean finely textured beef in the United States. *Food Policy*, 49, 219–227.
- Yang, J. und Goddard, E. (2011). Canadian consumer responses to BSE with heterogeneous risk perceptions and risk attitudes. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 59(4), 493–518.

## **Anhang**

Rieger, J., Kuhlitz, C. (2015). Analyzing consumer demand during food scandal: the case of dioxin contaminated feed in Germany and the media. Paper presented in the 29th International Conference of Agricultural Economists, Milano, Italy, 8.8.-14.8.2015.

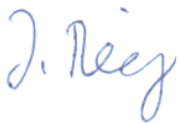
Rieger, J., Weible, D. (2016). Analyse der Nachfragereaktionen auf den Dioxinskandal: Sind die Medien oder letztendlich Konsumgewohnheiten entscheidend? Konferenzbeitrag für die 56. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GeWiSoLa), Bonn, Deutschland, 28.-30.09.2016.

## **Eidesstattliche Erklärung**

1. Hiermit erkläre ich, dass diese Arbeit weder in gleicher noch in ähnlicher Form bereits anderen Prüfungsbehörden vorgelegen hat.

Weiter erkläre ich, dass ich mich an keiner anderen Hochschule um einen Doktorgrad beworben habe.

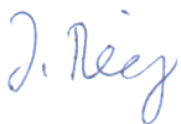
Göttingen, den 04.05.2017



(Unterschrift)

2. Hiermit erkläre ich eidesstattlich, dass diese Dissertation selbständig und ohne unerlaubte Hilfe angefertigt wurde.

Göttingen, den 04.05.2017



(Unterschrift)