

Nr. 96

**Auswirkungen des russischen Importstopps
für deutsche Lebensmittelmärkte und die Agrar-
und Ernährungswirtschaft: Eine empirische Analyse***

von

Svetlana Fedoseeva, Daria Kurczyk, Sascha Nerreter
und Roland Herrmann

*Die vorliegende Arbeit ist als eine erweiterte Version des Berichtes zum Projekt "Eine Eventstudie zu Folgen des russischen Importstopps für deutsche Lebensmittelmärkte und die Agrar- und Ernährungswirtschaft: Ein Beitrag zur Ökonomik von Wirtschaftssanktionen" entstanden. Wir danken der Edmund Rehwinkel Stiftung für die Finanzierung des Projekts.

** Dr. Svetlana Fedoseeva, Daria Kurczyk (M.Sc.), Sascha Nerreter (M.Sc.) und Prof. Dr. Roland Herrmann, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen. Senckenbergstraße 3, D-35390 Gießen.

E-Mail: Svetlana.Fedoseeva@zeu.uni-giessen.de, Roland.Herrmann@agrار.uni-giessen.de

1 Einführung und Problemstellung

Die Agrar- und Ernährungswirtschaft Deutschlands ist zunehmend international verflochten. In der Europäischen Agrar- und Ernährungspolitik werden direkte Markteingriffe als Instrumente der Preisstützung bei landwirtschaftlichen Rohprodukten abgebaut, und Unternehmen der Agrar- und Ernährungswirtschaft müssen unter Wettbewerbsbedingungen auf internationalen Märkten bestehen und dort Einkommen erwirtschaften. Mit der Liberalisierung sind Chancen verbunden, aber auch mehr und höhere Risiken. Dies wurde in der Folge politischer Sanktionen gegen Russland und insbesondere mit dem darauf folgenden Importboykott Russlands bei Lebensmitteln im Jahr 2014 deutlich. In der agrar- und ernährungsökonomischen Literatur bestehen erhebliche Wissenslücken, was die Wirkungsweise von Wirtschaftssanktionen angeht – sowohl in methodischer als auch in inhaltlicher Hinsicht. Diesen Wissensdefiziten soll dieser Beitrag entgegenwirken.

In einer Eventstudie werden im Folgenden zentrale Auswirkungen des russischen Importstopps auf deutsche Lebensmittelmärkte abgebildet. Damit soll auch ein Beitrag zur Modellierung von Sanktionseffekten geleistet werden. Beispielhaft werden die Märkte für Äpfel und für Milch untersucht. Zunächst wird der Frage nachgegangen, wie stark die Wirkungen des Importboykotts auf den deutschen Außenhandel tatsächlich waren. Diese Frage zu den Primäreffekten des Importstopps wird sich schon als vergleichsweise kompliziert erweisen. Nach der Untersuchung der Primärwirkungen wird in verschiedenen ökonometrischen Analysen untersucht, welche Folgewirkungen der russische Importboykott auf die Struktur des Außenhandels und auf das Preisniveau auf deutschen Lebensmittelmärkten hat und welche Wohlstandswirkungen zu erwarten sind.

Die Vorgehensweise ist wie folgt. Nach dieser Einführung werden in Kapitel 2 zunächst politische und rechtliche Rahmenbedingungen des russischen Importstopps zusammengefasst und der Stand der Forschung zur Wirkung von Importverboten dargelegt. Es fehlen quantitative Wirkungsanalysen auf einzelnen Lebensmittelmärkten. Deshalb werden in Kapitel 3 Wirkungen des russischen Importboykotts auf die deutsche Agrar- und Ernährungswirtschaft zunächst theoretisch und dann am Beispiel des Apfel- und Milchmarktes mit quantitativen Methoden untersucht. Anpassungsmöglichkeiten von Exportfirmen an den Importstopp werden diskutiert. In Kapitel 4 werden Lehren aus dem Importverbot gezogen, und die Zusammenfassung und Schlussfolgerungen runden den Beitrag ab.

2 Hintergrund und Stand der Forschung

2.1 Politische und wirtschaftliche Sanktionen in der politischen und wirtschaftlichen Krise zwischen westlichen Ländern und Russland

Die politischen und wirtschaftlichen Rahmenbedingungen im Zusammenhang mit dem russischen Importstopp bei Lebensmitteln lassen sich wie folgt charakterisieren.

Der Rat der Europäischen Union ergriff am 01.07.2014 erstmals Maßnahmen der sogenannten dritten Sanktionsstufe gegen Russland. Hintergrund waren Handlungen der Russischen Föderation, die die territoriale Unversehrtheit und Souveränität der Ukraine gefährden. In dem Beschluss 2014/512/GASP und der zugehörigen Embargoverordnung (EU) Nr. 833/2014, ergänzt durch Verordnung (EU) Nr. 960/2014 und Nr. 950/2014, verhängte der Rat sektorale Wirtschaftssanktionen gegen Russland. Diese umfassen ein Waffenembargo sowie Handelsbeschränkungen für Dual-Use-Güter (Güter mit doppeltem Verwendungszweck für militärische Endnutzer) sowie für Ausrüstungsgegenstände des Energiesektors, insbesondere im Bereich Mineralöl. Weiterhin sieht der Beschluss Beschränkungen des Zugangs zum Europäischen Kapitalmarkt für bestimmte russische Personen und Einrichtungen vor (BAFA 2014).

Bereits vor dem Übergang zur dritten Stufe der Sanktionen hatte der Rat der Europäischen Union Reisebeschränkungen veranlasst sowie Kontensperrungen im Rahmen des Beschlusses 2014/145/GASP, umgesetzt durch Verordnung (EU) 269/2014 vom 17.03.2014 und erweitert durch VO (EU) Nr. 959/2014 und Nr. 961/2014. Gestützt auf den Beschluss 2014/507/GASP wurde weiterhin ein Importverbot von Waren aus der Krim und Sewastopol verhängt und durch die Verordnung (EU) Nr. 692/2014 vom 23.06.2014, geändert durch Verordnung (EU) 825/2014, rechtskräftig umgesetzt.

Als Gegenreaktion auf die westlichen Wirtschaftssanktionen erließ der russische Ministerpräsident am 06.08.2014 das Dekret Nr. 560 „Über die Anwendung von einzelnen speziellen Wirtschaftsmaßnahmen zur Gewährleistung der Sicherheit der Russischen Föderation“. Das Dekret sah ein einjähriges Importverbot bestimmter Lebensmittel aus der EU, den USA, Kanada und Norwegen vor. Vom Boykott betroffen sind im Wesentlichen Rind-, Schweine- und Geflügelfleisch, Fisch, Milch und Milcherzeugnisse sowie Obst und Gemüse. Am 20.08.2014 kürzte der russische Ministerrat die Sanktionsliste und ermöglichte den Import von Saatgut für Kartoffeln, Erbsen, Zuckermais-Hybriden und Zwiebeln sowie die Einfuhr von Zuchtbrut für atlantischen Lachs und Forellen, laktosefreie Milch(-erzeugnisse)

sowie verschiedene Lebensmittelzusatzstoffe, da diese für die russische Lebensmittelproduktion essentiell seien (BMEL 2014, S. 4).

Im Sommer 2015 wurde der Importstopp, nach der Verlängerung der westlichen Sanktionen gegen Russland, bis zum März 2016 verlängert. Die Sanktionen Russlands im Lebensmittelbereich wurden auch auf weitere Länder ausgedehnt, die sich den westlichen Sanktionen gegen Russland angeschlossen hatten – insbesondere Island, Liechtenstein, Albanien und Montenegro.

Ganz offenbar fällt dieser Importstopp Russlands unter die übliche Definition einer Wirtschaftssanktion. HASSE (1977, S. 21) fasst die völkerrechtliche Definition einer Wirtschaftssanktion in fünf Merkmalen zusammen:

- a) Bei einer Wirtschaftssanktion verbietet der Sender einer Sanktion ganz oder teilweise den Handel mit einem Sanktionsempfänger und überwacht dieses Verbot.
- b) Eine Wirtschaftssanktion ist außenpolitisch motiviert. Die außenwirtschaftlichen Beziehungen mit dem Sanktionsempfänger werden aus politischen Gründen eingeschränkt.
- c) Eine Wirtschaftssanktion zielt auf eine bewusste Diskriminierung des Sanktionsempfängers ab.
- d) Ziel der Wirtschaftssanktion ist es, den Sanktionsempfänger wirtschaftlich zu schädigen, um ihn zu einer Verhaltensänderung zu bewegen.
- e) Der Sender einer wirtschaftlichen Sanktion muss bereit sein, wirtschaftliche Nachteile in Kauf zu nehmen.

Prinzipiell kann eine Wirtschaftssanktion als Exportbeschränkung (Embargo) oder als Importbeschränkung (Boycott) auftreten. Der Boycott kann, und dies ist hier gemeint, durch staatliche Stellen des Sanktionssenders durchgesetzt werden. In der Sanktionsliteratur wird der Boycott in manchen Arbeiten auch oder nur für eine von Verbrauchern ausgehende Ablehnung des Konsums von Waren aus bestimmten Ländern verwendet. Seit Jahrzehnten gibt es immer wieder Fälle, in denen einzelne Länder im Rahmen eines politischen Konflikts solche Strafmaßnahmen im Außenhandel gegen andere Länder ergriffen haben. Bekannte Beispiele im Agrar- und Ernährungsbereich waren das Getreideembargo der USA gegen die UdSSR von 1980/81, der Agrarboycott der USA gegen Südafrika 1986 und eben der Importboycott Russlands im Jahr 2014 bei Lebensmitteln gegen die Europäische Union, USA, Kanada, Australien und Norwegen.

2.2 Stand der Forschung zur Ökonomik von Lebensmittelsanktionen

Seit langem liegt eine umfangreiche Literatur aus den Politikwissenschaften, insbesondere auch aus der Konfliktforschung und der politischen Ökonomie, sowie aus dem Völkerrecht zu Wirtschaftssanktionen im Außenhandel vor. Einige umfangreiche Grundlagenarbeiten sind z.B. DAOUDI und DAJANI (1983), HUFBAUER et al. (1983; 2007), SHIFFMAN und JOCHUM (2003) und HAKIMDAVAR (2014). Ein zentrales Thema in dieser Literatur ist die Messung des politischen Erfolgs von Wirtschaftssanktionen. Die Bewertung ist nicht einheitlich, inwieweit die Mehrzahl von Sanktionen und auch einzelne Wirtschaftssanktionen ihre politischen Ziele erreicht haben. Waren Wirtschaftssanktionen nicht erfolgreich, so waren sie oftmals zu breit angelegt. Deshalb werden von CORTRIGHT und LOPEZ (2002) gut überlegte und zielgerichtete Sanktionen im Sinne der Verhaltensökonomik vorgeschlagen. Auch in den Wirtschaftswissenschaften und in der Agrarökonomie gibt es Forschungsarbeiten zu Wirtschaftssanktionen. Allerdings liegen nur wenige Übersichtsbeiträge zur Theorie von Wirtschaftssanktionen (z.B. VAN BERGEIJK 2009) und zu den Markt-, Handels- und Wohlfahrtseffekten von Embargos vor (z.B. SCHMITZ und MCCALLA 1986 oder HERRMANN 1987). Meist sind es Fallstudien, und sie betreffen ein weites Spektrum von Konfliktfällen und politischen Instrumenten. Es werden auch sehr unterschiedliche methodische Analyseinstrumente eingesetzt. Interessant erscheinen in unserem Zusammenhang die Arbeiten von YANG et al. (2009), wo mit Paneldaten und einem Gravitationsansatz Wirkungen amerikanischer Sanktionen auf den bilateralen Handel der EU untersucht werden, und von ASHENFELTER et al. (2007), die Wirkungen eines Aufrufs zum Boykott französischer Weine in den USA im Rahmen einer Marktstudie untersuchen. Letztere Arbeit ist eine der wenigen Arbeiten über einen Importboykott auf einem konkreten Lebensmittelmarkt.

Eine zentrale agrarökonomische Arbeit ist die Studie des U.S. Department of Agriculture (USDA), „Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture“. Dort wird in einer großen inhaltlichen und methodischen Breite das Getreideembargo der USA gegen die Sowjetunion von 1980 untersucht. Verhaltensweisen der beteiligten Länder werden aufgezeigt (ROSSMILLER et al. 1986; ZEIMETZ et al. 1986), und auf der Grundlage verschiedener Modelle werden Preis- und Handelswirkungen des Embargos abgeleitet (ABBOTT und PAARLBERG 1986; WEBB et al. 1986) und methodische Alternativen zur Wirkungsanalyse verglichen (SCHMITZ und MCCALLA 1986). Erkenntnisse dieser Studie sind relevant für die Fragestellung des vorliegenden Forschungsvorhabens, auch wenn hier eine Wirtschaftssanktion auf der Importseite, ein Importstopp, statt der Sanktion auf der Exportseite, dem Embargo, vorliegt.

Insbesondere zeigt die amerikanische Embargostudie ausführlich theoretische und empirische Konzepte zur Modellierung von Sanktionseffekten auf. Verwandte Politikinstrumente liegen bei nichttarifären Handelshemmnissen vor, auch auf der Importseite (vgl. BAYLIS et al. 2011; GRANT und ANDERS 2011). Die dort verwendeten methodischen Ansätze erscheinen zur Analyse von Wirtschaftssanktionen beim Import von Lebensmitteln ebenfalls geeignet.

Generell fehlen allerdings empirische Analysen zu Wirtschaftssanktionen bei Lebensmitteln auf der Importseite sehr weitgehend. Insbesondere gibt es keine detaillierten Marktanalysen, die die Wirkungsmechanismen von Sanktionen aufzeigen. Bestehende Untersuchungen sind entweder an monetären Außenhandelsströmen orientiert, wenn mit Gravitationsmodellen des Außenhandels oder allgemeinen Gleichgewichtsmodellen gearbeitet wird. Sie lassen, wie z.B. YANG et al. (2009), die Wirkungsmechanismen von Sanktionen auf Preise, Mengen und Anpassungsmuster auf der Mikroebene außer Betracht. Zu dem russischen Importstopp von 2014 liegen keine publizierten wissenschaftlichen Veröffentlichungen vor. Ausnahmen sind eine Publikation vom Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft (BMEL 2014) und eine Untersuchung des Deutschen Bauernverbandes (DBV 2015), wo jeweils wahrscheinliche Wirkungen des Importstopps zusammengefasst werden.

3 Welche Wirkungen gingen vom russischen Importstopp 2014 auf deutsche Lebensmittelmärkte und die Agrar- und Ernährungswirtschaft aus?

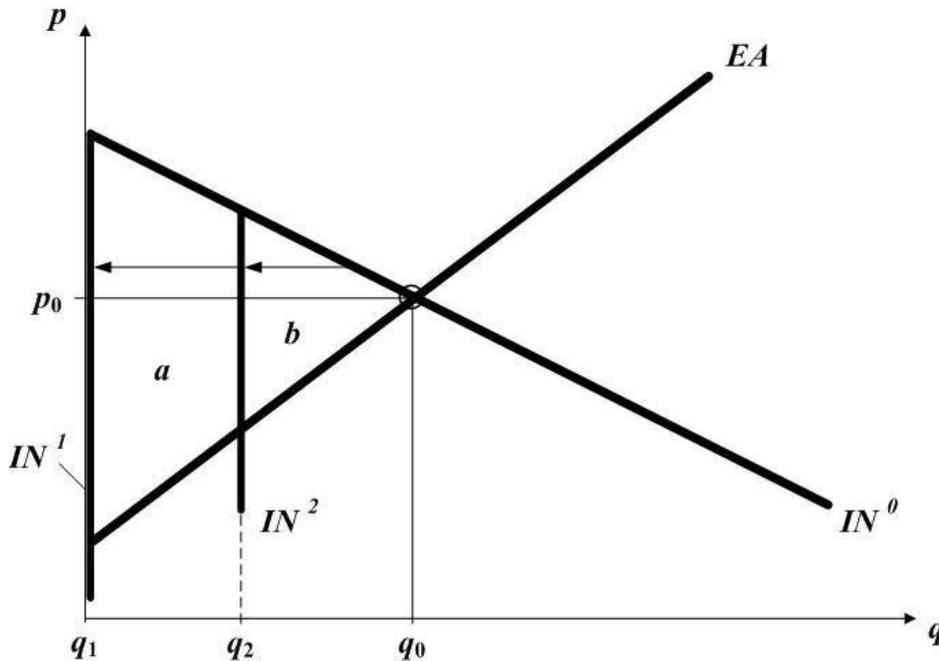
3.1 Theoretische Analyse des Importstopps

Im Folgenden sollen einige zentrale Effekte eines Importboykotts auf das betroffene Exportland theoretisch dargestellt werden. Eine Maßnahme wie der russische Importstopp bei Lebensmitteln wird zunächst direkte Effekte auf den Handel mit den betroffenen Ländern haben. Aus den direkten Effekten im bilateralen Handel leiten sich Folgewirkungen auf andere Teilmärkte ab, z.B. den heimischen Markt, von denen die Exportländer betroffen sind.

Abbildung 1 dient dazu, direkte Effekte des russischen Importboykotts auf einen betroffenen Exportmarkt Deutschlands darzustellen. Nehmen wir an, dass Deutschland in der Situation ohne Boykott ein Produkt – wie z.B. Käse oder Schweinefleisch – entsprechend der Exportangebotskurve *EA* auf dem russischen Markt anbietet. Die russische Importnachfrage

nach dem deutschen Produkt sei IN^0 . In der Situation ohne Wirtschaftssanktion wird zum Preis p_0 die Menge q_0 des Produkts von Deutschland nach Russland exportiert.

Abbildung 1: Direkte Effekte eines Importboykotts auf das Exportland



Quelle: Eigene Darstellung.

Für deutsche Exporteure entsteht ein Wohlstandsgewinn; die Produzentenrente am Exportmarkt entspricht der Fläche $(a + b)$. Bei einem Importboykott würde die Importnachfragekurve in Höhe der noch zugelassenen Importmenge nach unten abknicken, also z.B. auf IN^2 bei einem partiellen Importstopp oder auf IN^1 beim totalen Importstopp. Beim totalen Importstopp verlieren die Exporteure den Wohlstand der Fläche $(a + b)$; die Exportmenge geht als Folge des Importstopps um die Menge q_0 zurück.

Obwohl dieser Primäreffekt eines Importstopps im Marktdiagramm unstrittig ist, ist er es in der empirischen Analyse nicht. Die hypothetische Situation ohne Wirtschaftssanktion ist nicht beobachtbar und muss modelliert werden. Wenn p_0 und q_0 durch Vergangenheitswerte angenähert werden und kein mit/ohne-Vergleich erfolgt, können erhebliche Verzerrungen bei der Feststellung des Primäreffekts entstehen.

Abbildung 2 erfasst Folgewirkungen des russischen Importboykotts auf heimische Lebensmittelmärkte in Deutschland. Diese indirekten Wirkungen sind für die Import- und die Exportsituation zu erwarten. Teilbild a) skizziert einen Nettoimportmarkt Deutschlands, z.B. den Apfelmarkt. Ohne Wirtschaftssanktion würde sich auf dem deutschen Markt eine

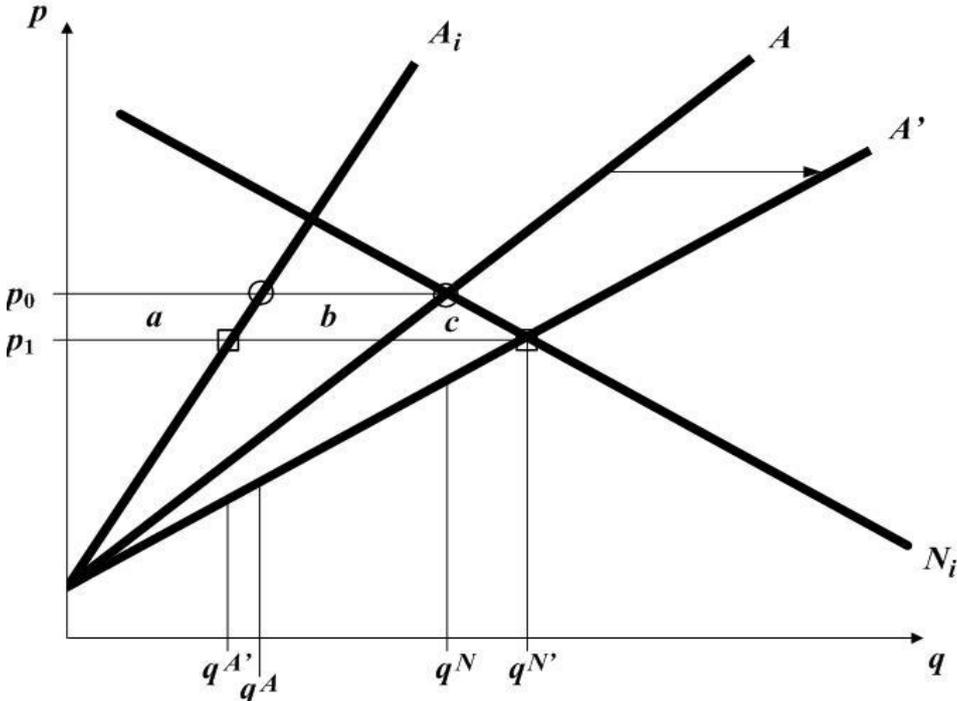
Importsituation ergeben. Das Gesamtangebot auf dem deutschen Markt (A) ist im Gleichgewicht der Nachfrage in Deutschland (N_i) gleich, aber nur ein Teil des Gesamtangebots, nämlich A_i , wird von deutschen Anbietern bereitgestellt. Die horizontale Differenz zwischen A und A_i kommt von ausländischen Apfelanbietern, insbesondere aus anderen EU-Ländern. Der russische Importboykott bei Äpfeln betrifft direkt die bedeutenden Apfelexporteure, wie z.B. Polen. Deren Exporte werden vom russischen Markt verdrängt, und dies führt zu einem zusätzlichen Überschussangebot auf den EU-Märkten und auf dem deutschen Markt. Das Angebot der Ausländer, insbesondere Polens, am deutschen Markt steigt, und das Gesamtangebot am deutschen Apfelmarkt wächst von A nach A' .

Boykottinduziert fällt der Marktpreis am deutschen Apfelmarkt von p_0 auf p_1 , die heimische Nachfrage steigt von q^N auf $q^{N'}$. Das heimische Angebot sinkt von q^A auf $q^{A'}$, und es kommt zu wachsenden Importen in Höhe von $(q^{N'} - q^{A'})$. Durch den Importstopp entstehen also als Nebeneffekt ungezielte indirekte Wohlfandeseffekte auf dem deutschen Apfelmarkt: Die Produzenten verlieren die Fläche a an Produzentenrente, die Konsumenten gewinnen $(a + b + c)$ an Konsumentenrente, und Deutschland gewinnt in der Importsituation $(b + c)$ an Wohlstand.

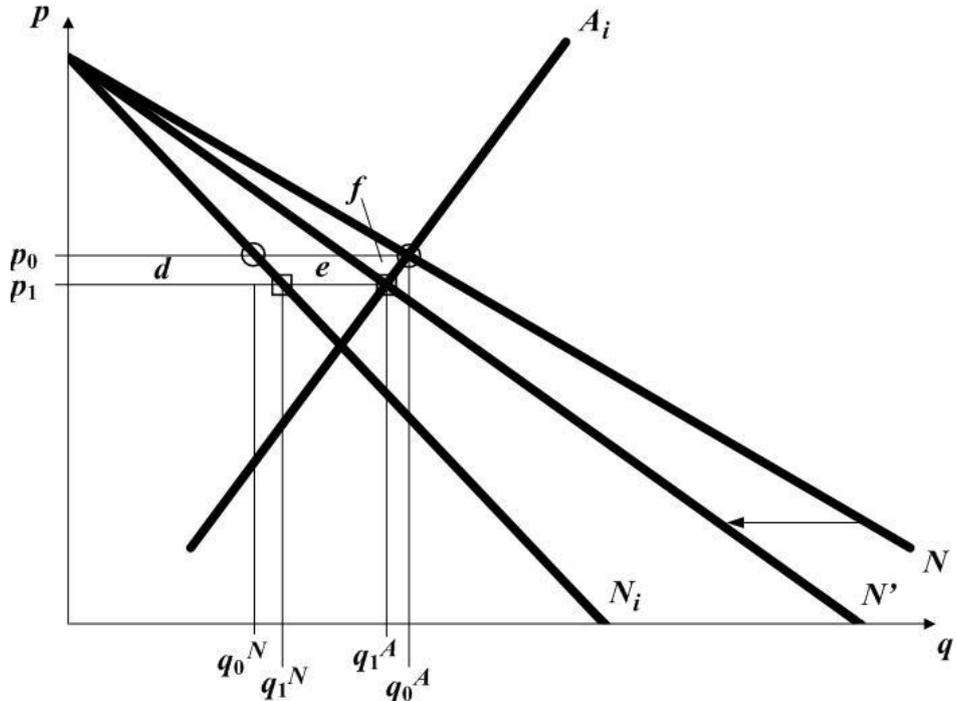
Teilbild b) erfasst für den Fall eines Exportmarktes – wie Käse oder Schweinefleisch – die indirekten Effekte des russischen Importstopps auf dem heimischen Markt. Es wird von einem integrierten EU-Markt ausgegangen. In der Situation ohne Wirtschaftssanktionen liegt auf dem heimischen Markt eine Exportsituation vor. Das Angebot der Inländer (A_i) ist der Nachfrage der Inländer (N_i) und der Nachfrage der EU-Ausländer nach dem deutschen Produkt gleich, wobei letztere der horizontalen Differenz zwischen Gesamtnachfrage (N) und Nachfrage der Inländer (N_i) gleich ist. Beim Preis p_0 wird q_0^A angeboten und an Inländer (q_0^N) und an EU-Ausländer ($q_0^A - q_0^N$) abgesetzt. Durch den russischen Importstopp werden auch Exporte anderer EU-Länder vom russischen Markt auf deren heimischen Markt verdrängt, so dass in der Folge die Nachfrage der EU-Ausländer und damit die Gesamtnachfrage nach deutschem Käse oder Schweinefleisch zurückgehen würde (von N nach N'). Der Preis am heimischen Markt würde sinken (auf p_1), die Nachfrage der Inländer steigen (auf q_1^N), das inländische Angebot würde sinken (auf q_1^A) und die Exporte ebenfalls, auf $(q_1^A - q_1^N)$. Als indirekter Effekt ergibt sich ein Rückgang der Produzentenrente um die Fläche $(d + e + f)$ und ein Anstieg der Konsumentenrente um d . Der aggregierte Wohlstand würde um die Flächen $(e + f)$ sinken.

Abbildung 2: Indirekte Wirkungen des russischen Importstopps auf deutsche Lebensmittelmärkte

a) Importmarkt:



b) Exportmarkt:



Quelle: Eigene Darstellung.

In der folgenden empirischen Analyse ist es nicht möglich, mit den zur Verfügung stehenden Monatsdaten strukturelle Modelle der in den Abbildungen 1 und 2 skizzierten Art ökonometrisch zu schätzen. Stattdessen werden Zeitreihenmodelle, ein Exportnachfragemodell unter Berücksichtigung eines Fehlerkorrekturansatzes sowie ein Gravitationsmodell geschätzt, um zentrale Wirkungen des russischen Importstopps auf die deutsche Agrar- und Ernährungswirtschaft abzubilden. Besonderer Wert wird darauf gelegt, in der Modellierung von Preis-, Mengen- und Erlöseffekten die Boykotteffekte sorgfältig von zahlreichen anderen Effekten zu trennen, die bei der kurzfristigen Betrachtung auf den Märkten für Äpfel und Milchprodukte zusätzlich wirksam sind.

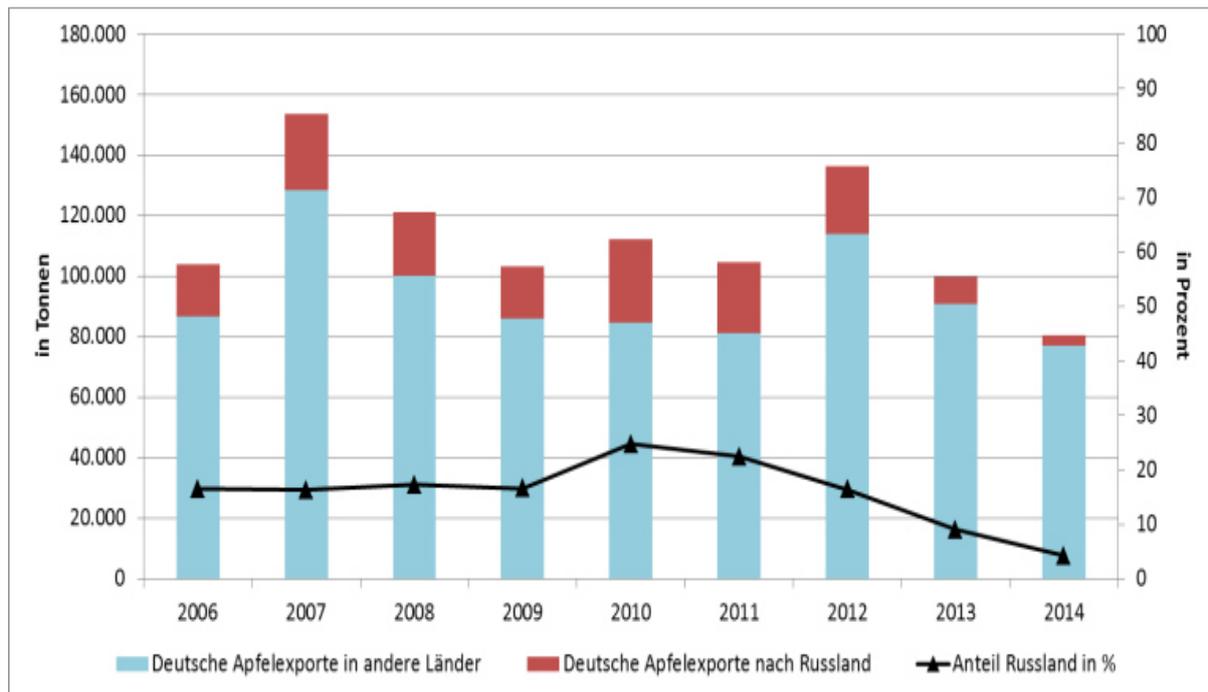
3.2 Fallstudie 1: Wirkungen am Obstmarkt

In der ersten Fallstudie zu den Wirkungen des russischen Importstopps werden die ökonomischen Auswirkungen auf den Obstmarkt – im Speziellen den deutschen Apfelmarkt – untersucht. Dabei werden die Auswirkungen des Importstopps auf den heimischen Preis von Tafeläpfeln untersucht.

Die Handelsströme Deutschlands zeigen, dass Deutschland nur in geringem Maße direkt von dem Importverbot Russlands betroffen ist. Die folgende Abbildung (Abb. 3) stellt die deutschen Exporte von Äpfeln sowie den Anteil Russlands an den Gesamtexporten dar. Es ist zu erkennen, dass der Anteil der Exporte nach Russland an den Gesamtexporten von deutschen Äpfeln insgesamt gering ist und bereits im Jahr 2013 deutlich gesunken war. Deutschland hat demnach keine großen Exportverluste in Bezug auf den Apfelhandel zu beklagen. Im Nachbarland Polen stellt sich der Fall hingegen anders dar. Im Durchschnitt wurden etwa 50-60 % der polnischen Apfelernte nach Russland exportiert (DEUBER 2014). Im Jahr 2013 betrug das Exportvolumen Polens nach Russland 676.316 Tonnen Äpfel. Polen ist demnach in hohem Maße direkt von den Importrestriktionen Russlands betroffen.

Die Untersuchung der Auswirkungen der russischen Importrestriktionen auf den deutschen Apfelmarkt basiert demnach primär auf indirekten Wirkungen. Diese entstehen dadurch, dass sich die Apfelimporte Deutschlands aus Ländern wie Polen, die direkt von dem russischen Importverbot betroffen sind, erhöhen, da die Preise polnischer Apfelerzeuger geringer sind als die von deutschen Erzeugern. Dies würde zu einem Anstieg der Menge auf dem deutschen Binnenmarkt führen, was bei sonst konstanten Bedingungen einen Preisrückgang erwarten lässt.

Abbildung 3: Deutsche Exporte von Äpfeln (2006-2014)



Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus AMI (Markt Bilanz Obst, verschiedene Jahrgänge) und EUROSTAT 2015.

Ausgehend von dieser Hypothese wurde ein Zeitreihenmodell – basierend auf Monatsdaten – geschätzt, um den Preisrückgang für Tafeläpfel auf dem deutschen Markt während des Importstopps Russlands zu quantifizieren. Dementsprechend ist die abhängige bzw. erklärte Variable des Modells der Preis ($Price_t$), welcher durch die jeweiligen monatlichen Durchschnittserlöse der Erzeuger pro 100 kg Tafeläpfel in Deutschland abgebildet wird. Es wurden Schätzungen mit den nominalen Preisen ($Price_{nom}$) und auch mit inflationsbereinigten Preisen ($Price_{real}$) durchgeführt. Als erklärende Variable wurden monatliche Saison-Variablen ($seas2 - seas12$) gebildet, um die monatlichen Preisschwankungen herauszufiltern. Diese wurden in das Modell aufgenommen, da in der Agrar- und Ernährungswirtschaft insbesondere saisonale Muster im Zeitverlauf zu beobachten sind (TOMEK und KAISER 2014, S. 168 f.). Die Dummy-Variable $Year1991$ wurde aufgenommen, um die Preisvarianz durch die außergewöhnlich hohen Preise im Jahr 1991 zu berücksichtigen, welche auf eine niedrige Ernte in Deutschland sowie Europa in jenem Jahr zurückzuführen sind (ZMP 1992). Es zeigte sich im Verlauf der Modellspezifikation, dass jene Preise aus dem Jahr 1991 einen wesentlichen Anteil der Gesamtvariation des Preises ausmachten und die Berücksichtigung daher erforderlich ist. Die Variable t steht für den linearen Trend des Preises. Es wurden außerdem zwei zeitverzögerte Varianten der abhängigen Variable $Price_t$

($Price_{t-1}$ und $Price_{t-2}$) in das Modell aufgenommen, da angenommen wird, dass ein Großteil der Varianz des gegenwärtigen Preises durch die Preise vergangener Perioden erklärt wird, insbesondere bei kürzeren Periodenlängen wie bei einem Monat. Um den Einfluss des russischen Importstopps zu ermitteln, wird zusätzlich eine Dummy-Variable *Boycott* in das Modell aufgenommen, wobei der Zeitraum August 2014 bis Dezember 2014 als Phase des Importverbots klassifiziert wurde. Das Zeitreihenmodell, das der Untersuchung zugrunde liegt, lautet wie folgt:

$$(1) \quad Price_t = a_0 + a_1t + a_2seas2 + a_3seas3 + a_4seas4 + a_5seas5 + a_6seas6 + \\ + a_7seas7 + a_8seas8 + a_9seas9 + a_{10}seas10 + a_{11}seas11 + a_{12}seas12 + \\ + a_{13}Year1991 + a_{14}Price_{t-1} + a_{15}Price_{t-2} + a_{16}Boycott + \varepsilon_t$$

Die folgende Tabelle (Tab. 1) zeigt die Schätzergebnisse des Zeitreihenmodells. Die Koeffizienten für die Variable *Boycott* haben wie erwartet ein negatives Vorzeichen. Auch die Stärke des Einflusses innerhalb der gleichen Modellform ist relativ konstant. In der doppellogarithmischen Spezifikation des Modells sind die Koeffizienten der Variablen *Boycott* auf dem 90 %-Niveau signifikant von Null verschieden. Es kann also ein Einfluss des russischen Importverbots auf den Tafelapfelpreis in Deutschland festgestellt werden. Zudem wurde der Einfluss über den gesamten Zeitraum August 2014 bis Dezember 2014 in der Variable *Boycott* gebündelt. Es ist jedoch anzunehmen, dass sich der Einfluss im Zeitverlauf verändert hat, da von Anpassungsmaßnahmen, wie der Suche nach alternativen Absatzmärkten, seitens der ehemaligen Apfelexporteure nach Russland ausgegangen werden kann.

Um die Entwicklung des Effektes des russischen Importverbots im Zeitverlauf zu untersuchen, d.h. um zu prüfen, inwieweit sich der Einfluss des Importverbots im Zeitverlauf verändert hat, wurde die Gleichung (1) modifiziert und die Variable *Boycott* durch die Variablen *Aug2014*, *Sept2014*, *Oct2014*, *Nov2014* und *Dec2014* ersetzt. Dadurch soll der Effekt des Importverbots für jeden Monat, in dem das Importverbot Bestand hatte, separat ermittelt werden (Tab. 2). Es zeigt sich, dass der Einfluss der Importrestriktion auf den Preis von Tafeläpfeln zu Beginn des Verbots – im August 2014 – am stärksten war. Zudem ist die Variable *Aug2014* in allen Modellspezifikationen statistisch hochsignifikant von Null verschieden und auch die Größe des Einflusses innerhalb der Modellform relativ konstant.

Tabelle 1: Determinanten der deutschen Apfelpreise unter Berücksichtigung des Boykotteffekts (Januar 1991 - Dezember 2014)

	Linear		Doppellogarithmisch	
	<i>Price_{nom}</i>	<i>Price_{real}</i>	<i>Price_{nom}</i>	<i>Price_{real}</i>
<i>const</i>	5,642 *** (1,29)	7,497 *** (1,75)	0,475 *** (0,12)	0,545 *** (0,13)
<i>t</i>	0,005 (0,00)	-0,001 (0,00)	0,000 (0,00)	0,000 (0,00)
<i>Seas2</i>	-1,263 (*) (0,74) *	-1,167 (0,87)	-0,040 * (0,02)	-0,032 (*) (0,02)
<i>Seas3</i>	-1,536 * (0,69)	-1,426 (*) (0,80)	-0,040 * (0,02)	-0,032 (*) (0,02)
<i>Seas4</i>	-1,769 (0,74)	-1,841 * (0,84)	-0,045 ** (0,02)	-0,040 ** (0,02)
<i>Seas5</i>	-1,120 (0,76)	-1,086 (0,85)	-0,032 (*) (0,02)	-0,026 (0,02)
<i>Seas6</i>	0,490 (1,09)	0,903 (1,25)	0,000 (0,03)	0,007 (0,03)
<i>Seas7</i>	0,531 (1,28)	1,100 (1,47)	0,004 (0,03)	0,016 (0,03)
<i>Seas8</i>	1,645 (1,51)	2,380 (1,78)	0,021 (0,04)	0,037 (0,04)
<i>Seas9</i>	-5,893 *** (1,56) ***	-6,06 *** (1,74) ***	-0,124 *** (0,03)	-0,112 *** (0,03)
<i>Seas10</i>	-5,066 (1,15)	-5,299 *** (1,31)	-0,144 *** (0,03)	-0,133 *** (0,03)
<i>Seas11</i>	-1,250 (1,07)	-1,213 (1,23)	-0,028 (0,03)	-0,020 (0,02)
<i>Seas12</i>	-0,856 (0,70)	-0,922 (0,79)	-0,025 (0,018)	-0,020 (0,02)
<i>Year1991</i>	7,777 *** (2,17)	10,010 *** (2,70)	0,132 *** (0,03)	0,136 *** (0,03)
<i>Price_(t-1)</i>	1,132 *** (0,12)	1,124 *** (0,12)	1,100 *** (0,10)	1,089 *** (0,10)
<i>Price_(t-2)</i>	-0,249 * (0,12)	-0,254 * (0,12)	-0,221 * (0,10)	-0,223 * (0,10)
<i>Boycott</i>	-1,845 (1,24)	-1,793 (1,34)	-0,051 (*) (0,03)	-0,060 (*) (0,03)
Korr. R ²	0,92	0,93	0,89	0,90

***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler sind in Klammern angezeigt.

Quelle: KURCZYK (2016).

Tabelle 2: Determinanten der deutschen Apfelpreise unter Berücksichtigung des Boykotteffekts (Januar 1991 - Dezember 2014)

	Linear				Doppellogarithmisch			
	<i>Price_{nom}</i>		<i>Price_{real}</i>		<i>Price_{nom}</i>		<i>Price_{real}</i>	
<i>const</i>	5,604 (1,30)	***	7,458 (1,76)	***	0,469 (0,12)	***	0,537 (0,13)	***
<i>t</i>	0,005 (0,00)		-0,001 (0,00)		0,000 (0,00)		0,000 (0,00)	
<i>Seas2</i>	-1,257 (0,75)	(*)	-1,162 (0,88)		-0,039 (0,02)	(*)	-0,032 (0,02)	(*)
<i>Seas3</i>	-1,540 (0,69)	**	-1,428 (0,81)	(*)	-0,040 (0,02)	(*)	-0,032 (0,02)	(*)
<i>Seas4</i>	-1,776 (0,74)	**	-1,845 (0,84)	*	-0,046 (0,02)	*	-0,041 (0,02)	*
<i>Seas5</i>	-1,130 (0,76)		-1,093 (0,86)		-0,032 (0,02)	(*)	-0,026 (0,02)	
<i>Seas6</i>	0,485 (1,10)		0,900 (1,26)		0,000 (0,03)		0,007 (0,03)	
<i>Seas7</i>	0,537 (1,29)		1,107 (1,49)		0,004 (0,03)		0,017 (0,03)	
<i>Seas8</i>	1,810 (1,57)		2,568 (1,86)		0,024 (0,04)		0,040 (0,04)	
<i>Seas9</i>	-5,831 (1,61)	***	-6,024 (1,80)	***	-0,121 (0,03)	***	-0,109 (0,03)	***
<i>Seas10</i>	-5,200 (1,18)	***	-5,441 (1,35)	***	-0,147 (0,03)	***	-0,136 (0,03)	***
<i>Seas11</i>	-1,365 (1,11)		-1,312 (1,29)		-0,031 (0,03)		-0,024 (0,03)	
<i>Seas12</i>	-0,914 (0,72)		-0,966 (0,81)		-0,027 (0,02)		-0,022 (0,02)	
<i>Year1991</i>	7,775 (2,18)	***	10,010 (2,72)	***	0,132 (0,098)	***	0,135 (0,04)	***
<i>Price_(t-1)</i>	1,126 (0,12)	***	1,119 (0,12)	***	1,093 (0,10)	***	1,082 (0,10)	***
<i>Price_(t-2)</i>	-0,242 (0,12)	**	-0,248 (0,13)	(*)	-0,213 (0,11)	*	-0,214 (0,10)	*
<i>Aug2014</i>	-5,675 (1,91)	***	-6,104 (1,34)	***	-0,125 (0,04)	***	-0,134 (0,04)	***
<i>Sept2014</i>	-3,103 (1,67)	(*)	-2,375 (1,85)		-0,119 (0,03)	***	-0,132 (0,03)	***
<i>Oct2014</i>	0,315 (1,01)		0,747 (1,18)		-0,002 (0,03)		-0,013 (0,03)	
<i>Nov2014</i>	-0,133 (1,00)		-0,302 (1,20)		-0,001 (0,02)		-0,006 (0,03)	
<i>Dec2014</i>	-0,686 (0,91)		-0,964 (1,01)		-0,007 (0,02)		-0,017 (0,02)	
Korr. R ²	0,92		0,93		0,89		0,90	

***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler sind in Klammern angezeigt.

Quelle: KURCZYK (2016).

Im September 2014 (*Sept2014*) hat der Einfluss des Importverbots auf die Preisvariation bereits abgenommen.

Trotzdem sind auch hier die negativen Vorzeichen der Koeffizienten in allen Modellspezifikationen plausibel und in drei von vier Modellformen signifikant von Null verschieden. Ab Oktober 2014 zeichnet sich ein anderes Bild. Die Vorzeichen der Koeffizienten für die Variable *Oct2014* variieren je nach Modellform, und es kann kein eindeutiger Einfluss auf die Preisvariation ermittelt werden. Weder die Koeffizienten der Variablen *Oct2014* noch die der Variablen für die nachfolgenden Monate sind statistisch signifikant von Null verschieden.

Der Einfluss der russischen Importrestriktion auf den deutschen Preis für Tafeläpfel ist also nicht konstant über den gesamten Zeitraum, sondern scheint sich mit der Zeit zu verringern. Dies erscheint plausibel und kann wie angenommen durch Anpassungsmaßnahmen, wie das Ausweichen auf alternative Absatzmärkte, erklärt werden.

Insgesamt lässt sich ein Einfluss der russischen Importstopps auf den deutschen Preis von Tafeläpfeln feststellen. Dieser indirekte Effekt ist zu Beginn des russischen Embargos am stärksten und verringert sich sehr schnell, sodass sich bereits zwei Monate nach Beginn des Importverbots Russlands kein eindeutiger Effekt mehr feststellen lässt.

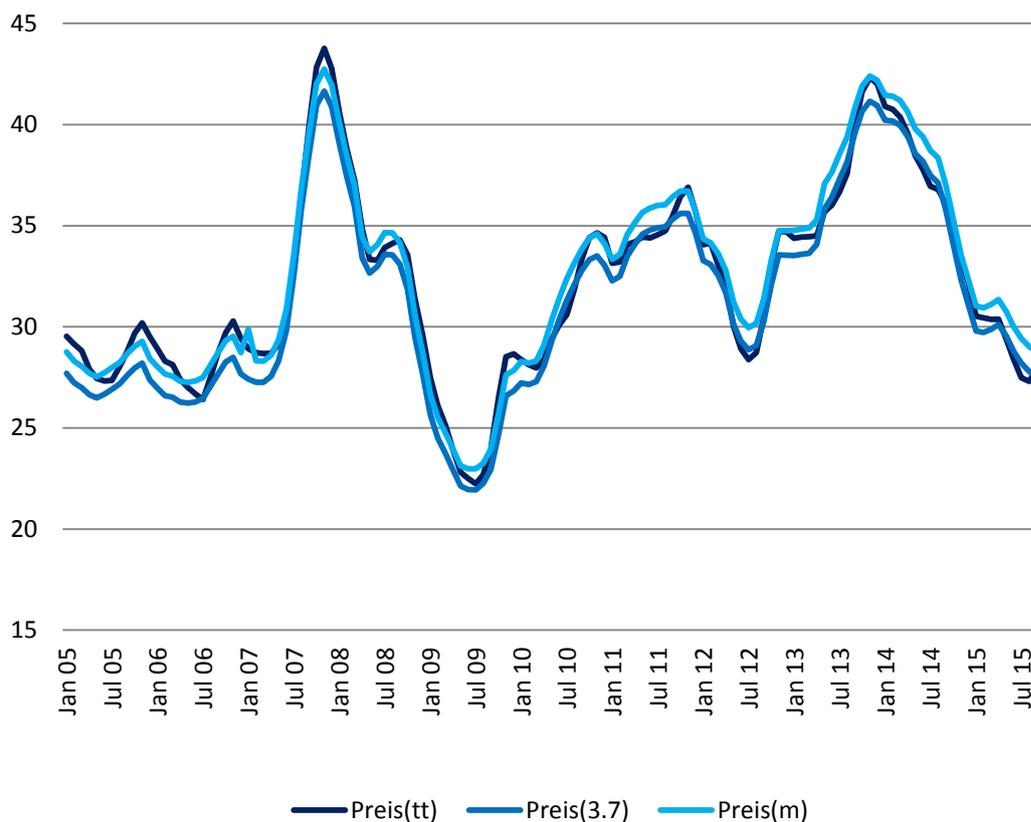
3.3 Fallstudie 2: Wirkungen am Milchmarkt

Die zweite Fallstudie beschäftigt sich mit den Auswirkungen der russischen Importbeschränkung auf den Milchmarkt. Dabei werden die Auswirkungen des Importstopps auf die Milchpreise des deutschen Binnenmarktes (indirekte Effekte wie im Beispiel des Apfelmarktes) und auf die Exporterlöse Deutschlands (direkte Effekte) untersucht, da Deutschland auch ein wichtiger Exporteur von Milchprodukten ist.

3.3.1 Wirkungen am deutschen Milchmarkt

Die russische Importbeschränkung wird seit der Einführung häufig als eine der Ursachen für die „ins Bodenlose fallenden Milchpreise“ genannt (DIERIG 2015). In der folgenden Abbildung (Abb. 4) ist der Verlauf der Milchpreise von 2005 bis 2015 dargestellt. Es ist deutlich erkennbar, dass der Milchpreis im Laufe der letzten anderthalb Jahre gesunken ist.

Abbildung 4: Milchpreis, Euro je 100 kg (Januar 2005 - Juli 2015)



Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus BMELV.

Um die monatliche Preisbildung am Milchmarkt und die Wirkungen des russischen Importstopps zu quantifizieren, wird das folgende lineare Zeitreihenmodell geschätzt:

$$(2) \text{ Price}_t = b_0 + b_1 t + b_2 \text{seas2} + b_3 \text{seas3} + b_4 \text{seas4} + b_5 \text{seas5} + b_6 \text{seas6} + \\ + b_7 \text{seas7} + b_8 \text{seas8} + b_9 \text{seas9} + b_{10} \text{seas10} + b_{11} \text{seas11} + b_{12} \text{seas12} + \\ + b_{13} \text{Year2007} + b_{14} \text{Year2011} + b_{15} \text{Price}_{t-1} + b_{16} \text{Price}_{t-2} + b_{17} \text{SPS2013} + \\ + b_{18} \text{Sanctions2014} + b_{19} \text{Boycott} + \varepsilon_t$$

Für die Variable des Preises (Price_t) werden drei verschiedene Milchpreise (von Januar 2005 bis September 2015, BMEL) erfasst: Der Preis am Hof bei tatsächlichem Fett- und Eiweißgehalt (Price_{tt}), bei 3,7% (4% ab 2011) Fett- und 3,4% Eiweißgehalt ($\text{Price}_{3.7}$) und der Milchpreis der freien Molkereien bei einem Fettgehalt von 3,7% bzw. 4% und einem Eiweißgehalt von 3,4% (Price_m). *Seas* filtert die saisonale Preisvariation, *t* steht für den linearen Trend, *Year2007* dient zum Modellieren des Preishochs im Jahr 2007 und *Year2011* wurde beigefügt, da die verfügbaren Daten des Jahres 2011 den Preis für konventionell und

ökologisch/biologisch erzeugtes Gemelk von Kühen und Ziegen beinhalten, wohingegen in den anderen Jahre der Preis für konventionell erzeugte Kuhmilch erfasst wurde. Die restlichen Variablen stellen verschiedene Episoden dar, in denen seitens Russlands nichttarifäre Handelshemmnisse eingeführt wurden. Diese umfassen das Hemmnis aufgrund von SPS-Maßnahmen (sanitären und phytosanitären Handelsbeschränkungen) für gekühltes Fleisch und Milchprodukte aus einigen Bundesländern Deutschlands vom Januar bis zum März 2013, abgebildet durch die Variable (*SPS2013*), eine allgemeine Verringerung des Handels durch die Eskalation des Ukraine Konflikts und die Einführung erster Sanktionen des Westens im März 2014 (*Sanctions2014*) und die darauffolgende Importbeschränkung Russlands ab August 2014 (*Boycott*). Tab. 3 präsentiert die Ergebnisse dieses Modells.

Wie erwartet zeigt das Modell, dass die Milchpreise im Jahr des Preishochs deutlich größer waren als sonst. Der Anstieg der Preise ab Februar 2013 ist möglicherweise auf die Nachfrage Chinas zurückzuführen. Das Milchvolumen, welches aufgrund der SPS-Maßnahmen Russlands gegen die Exporte frischer Milch aus Deutschland nicht nach Russland exportiert wurde, fand einen alternativen Absatzmarkt. Im Jahr 2014 hatte der russisch-europäische Konflikt einen anderen Effekt. Hier ist deutlich zu erkennen, dass die Preise ab März 2014 im Vergleich zum Stichprobendurchschnitt um etwa 0,35-0,44 Euro pro 100 kg gesunken sind. Dieser negative Effekt hat sich im August 2014 zusätzlich auf ca. 0,46-0,47 Euro pro 100 kg verstärkt. Da die Effekte *Sanctions2014* und *Boycott* miteinander korreliert sind, sind die Koeffizienten im Modell $Preis_{3,7}$ nicht signifikant, obwohl die Ergebnisse denen der zwei anderen Modelle ähnlich sind. Wenn *Boycott* mit Dummies für einzelne Monate des Boykotts substituiert wird, ist zu sehen, dass die größten Preissenkungen (~1 Euro/100 kg) in den Zeiträumen von September bis Oktober 2014 stattgefunden haben (Tab. 4). Dennoch können wir auch im Milchsektor die negativen (für Produzenten) indirekten Effekte feststellen, ähnlich der Situation auf dem Apfelmarkt. Für den Milchsektor sind aber auch direkte Effekte des russischen Importverbots – durch Exportverluste – zu erwarten.

Tabelle 3: Determinanten deutscher Milchpreise unter Berücksichtigung des Boykotteffekts (Januar 2005 - September 2015)

	<i>Price_{tt}</i>	<i>Price_{3.7}</i>	<i>Price_m</i>
<i>const</i>	1,056 * (0,47)	1,217 ** (0,44)	1,480 * (0,57)
<i>t</i>	0,004 (*) (0,00)	0,004 * (0,00)	0,005 * (0,00)
<i>Seas2</i>	0,952 *** (0,24)	0,499 * (0,21)	0,111 (0,41)
<i>Seas3</i>	0,516 * (0,20)	0,328 * (0,16)	0,290 (0,22)
<i>Seas4</i>	0,227 (0,18)	0,097 (0,19)	-0,005 (0,25)
<i>Seas5</i>	0,495 (*) (0,26)	0,378 (0,28)	0,259 (0,32)
<i>Seas6</i>	0,646 ** (0,21)	0,394 (*) (0,21)	0,315 (0,26)
<i>Seas7</i>	0,760 *** (0,23)	0,478 * (0,19)	0,396 (0,25)
<i>Seas8</i>	1,147 *** (0,19)	0,490 ** (0,18)	0,434 (*) (0,23)
<i>Seas9</i>	1,248 *** (0,22)	0,492 ** (0,20)	0,462 * (0,23)
<i>Seas10</i>	0,943 *** (0,28)	0,456 * (0,22)	0,436 (*) (0,26)
<i>Seas11</i>	0,268 (0,25)	0,037 (0,22)	0,008 (0,26)
<i>Seas12</i>	-0,208 (0,23)	-0,401 (*) (0,21)	-0,483 * (0,23)
<i>Year2007</i>	0,639 ** (0,21)	0,565 ** (0,18)	0,703 * (0,31)
<i>Year2011</i>	0,164 (0,18)	0,199 (0,14)	0,240 (0,16)
<i>Price_(t-1)</i>	1,625 *** (0,07)	1,674 *** (0,08)	1,584 *** (0,08)
<i>Price_(t-2)</i>	-0,686 *** (0,07)	-0,732 *** (0,08)	-0,648 *** (0,08)
<i>SPS2013</i>	0,407 (*) (0,24)	0,385 (*) (0,21)	0,486 * (0,22)
<i>Sanctions2014</i>	-0,347 (*) (0,21)	-0,342 (0,23)	-0,438 (*) (0,24)
<i>Boycott</i>	-0,455 (*) (0,25)	-0,389 (0,25)	-0,467 (*) (0,26)
Korr. R ²	0,99	0,99	0,99

***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler sind in Klammern angezeigt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 4: Determinanten deutscher Milchpreise unter Berücksichtigung verschiedener Boykottsmonate (Januar 2005 - September 2015)

	$Price_{tt}$		$Price_{3.7}$		$Price_m$	
<i>Const</i>	0,939	(*)	1,147	*	1.408	
	(0,52)		(0,49)		(0.66)	
<i>T</i>	0,004	(*)	0,004	*	0.005	
	(0,00)		(0,00)		(0.00)	
<i>Seas2</i>	0,869	***	0,429	(*)	0.001	
	(0,25)		(0,23)		(0.46)	
<i>Seas3</i>	0,508	*	0,316	(*)	0.266	
	(0,23)		(0,19)		(0.27)	
<i>Seas4</i>	0,179		0,069		-0.048	
	(0,20)		(0,22)		(0.29)	
<i>Seas5</i>	0,588	*	0,466		0.327	
	(0,28)		(0,31)		(0.36)	
<i>Seas6</i>	0,689	**	0,444	(*)	0.358	
	(0,25)		(0,24)		(0.30)	
<i>Seas7</i>	0,812	**	0,505	*	0.424	
	(0,26)		(0,23)		(0.29)	
<i>Seas8</i>	1,123	***	0,459	*	0.406	
	(0,23)		(0,21)		(0.27)	
<i>Seas9</i>	1,321	***	0,590	**	0.564	
	(0,26)		(0,22)		(0.27)	
<i>Seas10</i>	1,016	**	0,506	(*)	0.500	
	(0,32)		(0,26)		(0.31)	
<i>Seas11</i>	0,211		0,014		0.003	
	(0,31)		(0,28)		(0.32)	
<i>Seas12</i>	-0,328		-0,511	*	-0.585	
	(0,26)		(0,22)		(0.25)	
<i>Year2007</i>	0,614	**	0,546	**	0.698	*
	(0,21)		(0,19)		(0.33)	
<i>Year2011</i>	0,145		0,183		0.229	
	(0,20)		(0,15)		(0.18)	
$Price_{(t-1)}$	1,638	***	1,687	***	1.586	***
	(0,08)		(0,09)		(0.09)	
$Price_{(t-2)}$	-0,696	***	-0,743	***	-0.648	***
	(0,08)		(0,09)		(0.09)	
<i>SPS2013</i>	0,379		0,363		0.476	*
	(0,26)		(0,22)		(0.24)	
<i>Sanctions2014</i>	-0,377	(*)	-0,364		-0.466	(*)
	(0,23)		(0,25)		(0.26)	
<i>August2014</i>	0,017		0,165		0.078	
	(0,24)		(0,22)		(0.22)	
<i>September2014</i>	-1,164	***	-1,140	***	-1.208	***
	(0,25)		(0,23)		(0.22)	
<i>October2014</i>	-1,296	***	-0,915	**	-1.114	***
	(0,33)		(0,30)		(0.32)	
<i>November2014</i>	-0,036		-0,193		-0.435	
	(0,37)		(0,35)		(0.37)	
<i>December2014</i>	0,665	*	0,726	*	0.528	(*)

Tabelle 4 (Fortsetzung)

	$Price_{tt}$	$Price_{3,7}$	$Price_m$
	(0,33)	(0,32)	(0,31)
January2015	-0,414 (0,27)	-0,264 (0,28)	-0.471 (0,38)
February2015	0,536 (*) (0,32)	0,489 (0,32)	0.658 (0,52)
March2015	-0,223 (0,26)	-0,090 (0,27)	-0.135 (0,29)
April2015	0,220 (0,24)	0,071 (0,26)	0.076 (0,27)
May2015	-1,289 *** (0,28)	-1,187 *** (0,29)	-1.138 *** (0,31)
June2015	-0,721 ** (0,22)	-0,798 ** (0,25)	-0.855 ** (0,26)
July2015	-0,859 ** (0,30)	-0,568 * (0,29)	-0.702 * (0,30)
August2015	-0,529 (*) (0,30)	-0,520 (*) (0,28)	-0.638 * (0,30)
September2015	-0,507 (0,31)	-0,672 * (0,30)	-0.799 * (0,32)
Korr. R ²	0,99	0,99	0,99

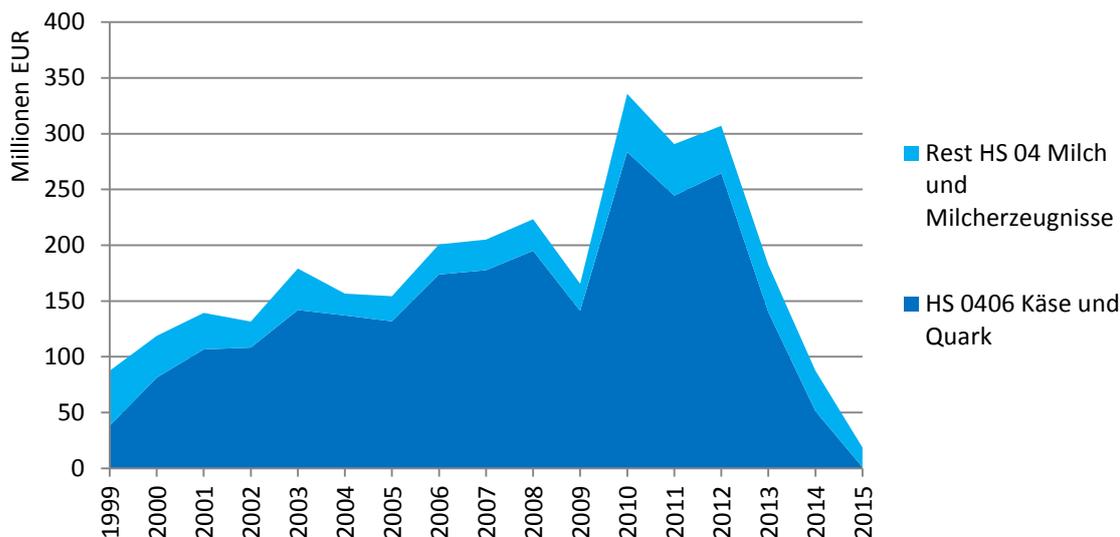
***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler sind in Klammern angezeigt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

3.3.2 Wirkungen auf deutsche Milchexporte nach Russland

Der russische Markt ist einer der größten Zielmärkte Deutschlands außerhalb der Europäischen Union. Bis zum Jahr 2014 war Russland einer der wichtigsten Importeure deutscher Milchprodukte, insbesondere bei Käse. Die Käseexporte sind bis zur globalen Wirtschaftskrise im Jahr 2008/09 ständig gestiegen. Nachdem der höchste Punkt der Exportentwicklung erreicht wurde, zeigte sich ein umgekehrtes Bild, und es kam zum starken Abfall der deutschen Milchexporte nach Russland (siehe Abb. 5). Dies lässt sich teilweise durch die gesunkene Nachfrage Russlands erklären. Ein weiterer Grund ist auch die allgemein instabile institutionelle Lage Russlands sowie die gestiegene Anzahl an Handelshemmnissen für deutsche Milchexporte nach Russland. Laut der Exportunion für Milchprodukte ist Handelsprotektionismus, wie beispielsweise in Russland, in den letzten Jahren immer weiter gestiegen (BÖGERMANN 2013).

Abbildung 5: Deutsche Milchexporte nach Russland (1999-2015)



Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus EUROSTAT.

Im Folgenden werden die Milchexporte Deutschlands nach Russland (Januar 1999 bis August 2015) mithilfe eines zweistufigen Fehlerkorrekturmodells (FKM) mit den Monatsdaten für die Exporte der Produktgruppen HS 04 “Milch und Milcherzeugnisse, Vogeleier, natürlicher Honig, genießbare Waren tierischen Ursprungs, anderweit weder genannt noch inbegriffen” und HS 0406 “Käse und Quark” modelliert. Die reduzierte Form einer Exportnachfrage-Gleichung erklärt die Exporte ($Export$) in Mengen und in monetärem Wert durch den Wechselkurs (RER), die russische Nachfrage (FD), die mit Hilfe des Indexes der industriellen Produktion approximiert wurde, den Trend (t) und verschiedene Variablen, die jene Handelshemmnisse darstellen, die in Kapitel 3.3.1 beschrieben wurden. Die Schätzgleichungen sind:

$$(3) \quad Export_t = c_0 + c_1 t_t + c_2 \ln(RER_t) + c_3 \ln(FD_t) + c_4 SPS2013 + c_5 Sanctions2014 + c_6 Boycott + u_t$$

$$(4) \quad \Delta Export_t = d_0 + d_1 u_{t-1} + d_2 \Delta \ln(RER_t) + d_3 \Delta \ln(FD_t) + e_t$$

Laut dem ADF-Test sind $Export$, RER and FD I(1)-integriert. Das bedeutet, dass falls die Residuen erster Stufe FKM's I(0) sind, die Variablen kointegriert sind. Dann sind die Koeffizienten der Gleichung (3) langfristige Parameter des Modells (Koeffizienten für RER und FD sollten vor Interpretation durch 100 geteilt werden), und der Koeffizient der

verzögerten Residuen (d_1) ist die Geschwindigkeit der Anpassung an dieses langfristige Gleichgewicht. Die Ergebnisse des geschätzten FKM sind in der Tab. 5 zu finden.

Tabelle 5: Determinanten der russischen Exportnachfrage nach deutschen Milchprodukte im ökonomischen Exportnachfragemodell (Januar 1999 - August 2015)

	HS 04		HS 0406	
	Export, EUR	Export, 100 kg	Export, EUR	Export, 100 kg
1. Stufe				
<i>const</i>	62257299 *** (23856739)	239596 * (106900)	31461855 (20067615)	-96257 (71662)
<i>t</i>	83340 *** (24312)	-20 (88)	56921 ** (18966)	-2 (57)
<i>ln RER</i>	-19301306 ** (7007772)	-82047 * (34890)	-19655858 *** (5314141)	-44254 * (18507)
<i>ln FD</i>	-10320141 (11309578)	-16341 (43286)	5544659 (8999489)	112374 *** (31126)
<i>SPS2013</i>	-10724390 *** (1497266)	-31846 *** (43140)	-10653491 *** (1257648)	-32451 *** (3391)
<i>Sanctions2014</i>	-7363164 *** (1080048)	-17757 *** (3174)	-6638240 *** (954135)	-17065 *** (2746)
<i>Boycott</i>	-4601044 *** (883371)	-9806 ** (3589)	-3549918 *** (716075)	-8732 *** (2400)
Korr. R ²	0,68	0,55	0,77	0,72
EG coint.	-7,21	-8,43	-7,84	-8,42
2. Stufe				
<i>const</i>	15716 (243547)	47 (973)	-26433 (197263)	-112 (661)
u_{t-1}	-0,42 *** (0,07)	-0,51 *** (0,06)	-0,48 *** (0,07)	-0,52 *** (0,07)
$\Delta \ln RER$	-4260677 (9882725)	-8407 (59290)	-3731994 (8371931)	-4876 (26077)
$\Delta \ln FD$	-23449902 (24672895)	-136527 (104954)	12277575 (13573702)	62771 (44835)
Korr. R ²	0,20	0,26	0,23	0,25

***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler gezeigt in Klammern. Der kritische Wert des ENGLE-GRANGER-Kointegrationstests (EG coint) ist - 3,78 auf dem 5 % - Niveau (DAVIDSON und MACKINNON 1993).

Quelle: Eigene Berechnungen.

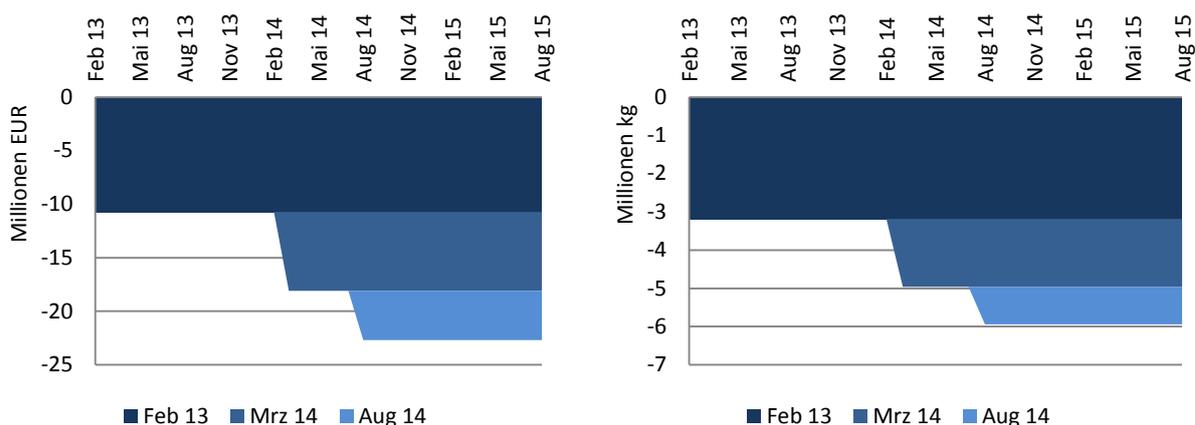
Laut unserer Ergebnisse sind die Milchexporte im Laufe der Jahre 1999 bis 2013 gestiegen. Dies gilt jedoch nur für die monetären Werte und nicht für die Menge der Exporte, was bedeutet, dass die Preise und/oder die Qualität der exportierten Produkte gestiegen sind. Wechselkurse haben eine negative Wirkung auf Exporte, allerdings sind Käseprodukte (im

Exportvolumen) weniger davon betroffen als Milchprodukte insgesamt. Käseexporte scheinen sich auch mit dem Wachstum der industriellen Produktion und dem Wohlstand Russlands positiv zu entwickeln. Betrachtet man die drei Koeffizienten, die die unterschiedlichen nichttarifären Handelshemmnisse darstellen, ist klar zu erkennen, dass alle drei Maßnahmen zu signifikanten Reduzierungen der Exporte – sowohl im monetären Wert als auch im Mengenvolumen – geführt haben. Der größte Anteil des generellen Rückgangs der Exporte bei Milchprodukten ist auf den Abfall der Käseexporte zurückzuführen.

Die Ergebnisse zeigen, dass sich diese negativen Effekte über die Zeit kumulieren. Es kam zu einem deutlichen Rückgang der Exporte, die nach der Einführung des Importstopps Russlands im August 2014 fast auf Null gesunken sind. Die Folgen des Importstopps sind jedoch nicht so drastisch wie die Konsequenzen der temporären Importrestriktion im Jahr 2013, woraufhin sich die deutschen Exporteure für die Erschließung alternativer Absatzmärkte für Milchprodukte stark gemacht und diese beispielweise in China auch gefunden haben. Die allgemeine Verschlechterung der Europäisch-Russischen Beziehung aufgrund des Ukraine-Konflikts, der zu gegenseitiger Verhängung von Sanktionen im März 2014 eskalierte, veranlasste die deutschen Milchproduzenten weiter, den russischen Markt zu verlassen, so dass bei tatsächlicher Einführung der Importrestriktion die meisten Exporte (jedoch nicht alle) bereits in andere Destinationen verlagert worden waren. Die Milchexporte, die bis dahin keinen alternativen Markt gefunden hatten, sind in Deutschland geblieben und haben zu einer Preissenkung auf dem Binnenmarkt beigetragen (was bereits in Kapitel 3.3.1 gezeigt wurde).

Der direkte negative Effekt des Importstopps ist aber auch deutlich zu spüren: Pro Monat wurden ab August 2014 Milchprodukte im Wert von ca. 4 Millionen Euro bzw. fast einer Tonne nicht mehr nach Russland exportiert. Dennoch sollte man daran denken, dass die allumfassende Instabilität des russischen Markts und die Verschärfungen der nichttarifären Handelshemmnisse von russischer Seite, welche bereits vor der Einführung der Importrestriktion bestanden, die deutschen Milchexporte viel stärker getroffen haben als der Importstopp im Jahr 2014 (siehe Abb. 6).

Abbildung 6: Exportverluste Deutschlands bei Milchexporten nach Russland durch nichttarifäre Handelshemmnisse (NTB) Russlands



Quelle: Eigene Berechnungen.

3.4 Anpassungsmöglichkeiten von Exportfirmen an den Importstopp

Die Abschnitte 3.2-3.3 haben gezeigt, dass der russische Importstopp zu signifikanten Preiseffekten auf dem Binnenmarkt geführt hat, wobei sowohl ein Importprodukt (Äpfel) als auch ein Exportprodukt (Milchsegment) untersucht wurden. Neben diesen Effekten stellt sich zusätzlich die Frage nach makroökonomischen Auswirkungen und weiterhin den Möglichkeiten, sich als Exporteur an die Veränderungen anzupassen, indem bspw. alternative Absatzoptionen geschaffen werden. Zur Untersuchung dieser Möglichkeiten wurde ein Gravitationsmodell mit zeit- und querschnittsfixen Effekten in doppellogarithmischer Form für die deutschen Milchsegmentexporte erstellt. Es untersucht die monetären Exporte in Euro für 103 Länder für die Jahre 1992-2014 mit dem Ziel, zum einen die grundlegenden Determinanten der deutschen Exportströme im Milchsegment herauszuarbeiten und zum anderen anhand von Dummyvariablen zu untersuchen, ob Effekte des Importstopps und vorangegangener SPS-Maßnahmen erkennbar sind. Dabei wird auch die Frage im Raum stehen, ob Handelsumlenkungseffekte als Konsequenz festzustellen sind, die indirekt Aufschluss über die Anpassungsmöglichkeiten von Exporteuren geben.

Entsprechend der grundlegenden Arbeiten zur gravitationsbasierten Modellierung der Außenhandelsströme (BERGSTRAND 1985; PÖYHÖNEN 1963; TINBERGEN 1962) sind diese maßgeblich abhängig von der wirtschaftlichen Größe der beiden Handelspartner, der Größe der jeweiligen Bevölkerung sowie der geographischen Distanz zwischen den Ländern. Basierend auf diesen Arbeiten wurde in das Modell das Bruttoinlandsprodukt des importierenden Landes, ausgedrückt in Kaufkraftparitäten, und die Bevölkerungsgröße des importierenden Landes aufgenommen. Das Bruttoinlandsprodukt Deutschlands, die

deutsche Bevölkerungsgröße und die Distanz wurden aufgrund exakter Kollinearität aus dem Modell ausgeschlossen. Das Gravitationsmodell ist wie folgt aufgebaut:

$$(5) \ln(\text{Export}_{j,t}) = k_0 + k_1 \ln(\text{BIP}_{j,t}) + k_2 \ln(\text{Pop}_{j,t}) + k_3 \ln(\text{Open}_{j,t}) + k_4 \text{EU}_{Gj,t} + k_5 \text{EURO}_{Gj,t} + k_6 \ln(\text{ER}_{Gj,t}) + k_7 \text{Russ}_{2013} + k_8 \text{BoycRuss}_{2014} + k_9 \text{Asia}_{2013} + k_{10} \text{BoycAsia}_{2014} + k_{11} \text{ArabTop3}_{2013} + k_{12} \text{BoycArabTop3}_{2014} + k_{13} \text{GerTop4}_{2013} + k_{14} \text{BoycGerTop4}_{2014} + k_{15} \text{Afric}_{2013} + k_{16} \text{BoycAfric}_{2014} + \varepsilon_t.$$

$\text{Export}_{j,t}$ ist der Wert der deutschen Exporte im Milchsegment in das Land j zum Zeitpunkt t in Euro. $\text{BIP}_{j,t}$ ist das BIP des Landes j zum Zeitpunkt t in Kaufkraftparitäten. $\text{Pop}_{j,t}$ ist die Bevölkerung des Landes j zum Zeitpunkt t . Die Variable $\text{Open}_{j,t}$ steht für den Anteil des Handels eines Landes an dessen BIP und es wird postuliert, dass wirtschaftliche Offenheit einen positiven Einfluss auf den Handel hat (vgl. auch DREYER et al. 2016). $\text{ER}_{Gj,t}$ stellt den Wechselkurs in Euro zur Währung des Landes j zum Zeitpunkt t dar. Es wird erwartet, dass eine Aufwertung des Euro den Export negativ beeinflusst. Weiterhin wurden zwei Dummyvariablen integriert, die die Effekte der EU-Mitgliedschaft und des Euros erfassen sollen. $\text{EU}_{Gj,t}$ ist entweder 0 oder 1 und nimmt den Wert von 1 dann an, wenn Deutschland und das importierende Land EU-Mitglieder sind. Die Dummyvariable $\text{EURO}_{Gj,t}$ ist auch entweder 0 oder 1 und nimmt den Wert von 1 an, wenn Deutschland und das importierende Land den Euro als Währung haben. Für beide Dummyvariablen ist zu erwarten, dass sie sich positiv auf den Handel auswirken, da durch eine gemeinsame Währung und einen gemeinsamen Wirtschaftsraum Transaktionskosten und Wechselkursrisiken entfallen (DE GRAUWE 2012, S. 54ff.)

Den russischen Importstopp betreffend wurden Dummyvariablen ergänzt, die Effekte des russischen Importstopps erfassen sollen. Die Variable BoycRuss_{2014} versucht die Auswirkungen des russischen Importstopps im Jahr 2014 auf die deutschen Exporte nach Russland zu erfassen. Die restlichen Boykottvariablen dienen der Erfassung möglicher, sanktionsinduzierter Drittlandeffekte, wie sie u.a. BAYLIS et al. (2011) und HUFBAUER und OEGG (2003) bei der gravitätsbasierten Untersuchung von Sanktionen festgestellt haben. Die Variable $\text{BoycGerTop4}_{2014}$ betrachtet die Ausfuhren nach Italien, die Niederlande, Frankreich und Polen im Jahr 2014. Diese Länder bilden die Schnittmenge der wichtigsten Zielländer deutscher Exporte und der wichtigsten EU-Exporteure im Milchsegment nach Russland (EUROSTAT 2015). Plausibel wäre hier ein Rückgang der Exporte in diese Länder, aufgrund

eines Exportrückgangs aus diesen Ländern nach Russland. Gleichwohl ist anzunehmen, dass deutsche Exporteure bestehende Handelsbeziehungen ausweiten und neue schaffen, um einen Teil der sanktionsbedingten Exportrückgänge zu kompensieren. Als mögliche Ziele bieten sich insbesondere Märkte in Asien, Nordafrika und der Arabischen Halbinsel an. *BoycAfric₂₀₁₄* betrachtet die deutschen Exporte in die Staaten Nordafrikas (Tunesien, Sudan, Marokko, Libyen, Algerien und Ägypten) unter dem Eindruck des russischen Importboykotts 2014. Es wird postuliert, dass die Exporte in diese Länder als Reaktion auf den russischen Importstopp gesteigert wurden, vordergründig im Milchpulversegment (BMEL 2014, S. 11). Zum einen sind die nordafrikanischen Staaten grundsätzliche Wachstumsmärkte, zum anderen ist zu erwarten, dass Russland seine Importe im Milchsegment z.T. auf diese Märkte verlagert hat, was gleichzeitig die Importnachfrage dieser Staaten erhöht haben könnte (BPB 2015; Deutscher Bauernverband 2015, S. 6). Die Variable *BoycAsia₂₀₁₄* untersucht die Exporte in die vier wichtigsten Zielmärkte Asiens (China, Hong Kong, Japan und Malaysia) im Jahr 2014 und es wird postuliert, dass diese im Zuge des russischen Importboykotts angestiegen sind. Die Variable *BoycArabTop3₂₀₁₄* erfasst die Ausfuhrveränderungen in die drei wichtigsten Märkte der Arabischen Halbinsel (Saudi-Arabien, Vereinigte Arabische Emirate und Katar). Diese Märkte sind vor allem bei Milchpulver sehr bedeutend, und Saudi-Arabien ist nach China und Libyen wichtigster Drittmarkt deutscher Milchsegmentexporte (EUROSTAT 2015). Neben den Boykott-Dummies für das Jahr 2014 enthält das Modell ebenso entsprechende Dummyvariablen für das Jahr 2013, die die Handelseffekte der SPS-Maßnahmen Russlands ab Februar 2013 erfassen sollen (vgl. Abschnitt 3.3). Die Handelsdaten entstammen dem Statistischen Amt der Europäischen Union (EUROSTAT); die Daten zur Bevölkerung und des BIP, wie auch zur Handelsintensität, entstammen der Weltbank-Datenbank. Tabelle 6 zeigt die Schätzergebnisse des Modells.

Die Höhe deutscher Exporte in Milchsegment wird eindeutig von der wirtschaftlichen Größe des importierenden Landes bestimmt. So steigen entsprechend des Regressionskoeffizienten der Variablen $BIP_{j,t}$ die Exporte bei einer 1 %igen Zunahme um 1,7 % an. Der Koeffizient der Bevölkerungsvariablen $POP_{j,t}$ ist hoch signifikant und negativ. Mit einer 1 %igen Bevölkerungszunahme nehmen die wertmäßigen Exporte um 1,58 % ab. Dies ist plausibel unter Berücksichtigung der Tatsache, dass über 83 % (Jahr 2012) der wertmäßigen deutschen Milchexporte in die EU-Mitgliedsstaaten fließen, deren Bevölkerungsanzahl jeweils unter der von Deutschland liegt.

Tabelle 6: Gravitationsmodell zu den deutschen Exporterlösen im Milchsegment (Jahresdaten, 1992-2014)

	Koeffizient		Elastizität ^a
<i>const</i>	-2,868 (8,86)		
<i>ln BIP_{j,t}</i>	1,704 (0,27)	***	
<i>ln Pop_{j,t}</i>	-1,584 (0,25)	***	
<i>ln Open_{j,t}</i>	0,103 (0,13)		
<i>EU_{Gj,t}</i>	0,679 (0,08)	***	97,2 %
<i>EURO_{Gj,t}</i>	0,427 (0,13)	**	53,3 %
<i>ln ER_{Gj,t}</i>	-0,002 (0,02)		
<i>Russ₂₀₁₃</i>	-1,712 (0,17)	***	-81,9 %
<i>BoycRuss₂₀₁₄</i>	-2,808 (0,17)	***	-94,0 %
<i>AsiaTop4₂₀₁₃</i>	0,846 (0,11)	***	133,0 %
<i>BoycAsiaTop4₂₀₁₄</i>	1,489 (0,14)	***	343,2 %
<i>ArabTop3₂₀₁₃</i>	0,087 (0,12)		
<i>BoycArabTop3₂₀₁₄</i>	0,483 (0,12)	***	62,1 %
<i>GerTop4₂₀₁₃</i>	-0,191 (0,09)	*	-17,4 %
<i>BoycGerTop4₂₀₁₄</i>	-0,400 (0,11)	**	-33,8 %
<i>Afric₂₀₁₃</i>	0,114 (0,11)		
<i>BoycAfric₂₀₁₄</i>	0,588 (0,11)	***	80,0 %
Korr. R ²	0,86		

***, **, * und (*) sind auf dem 99,9 %-, 99 %-, 95 %- und 90 %- Niveau signifikant. Robuste Standardfehler sind in Klammern angezeigt. N = 2.196. ^a Prozentuale Veränderung $(e^{\beta}-1)$ nach HALVORSEN und PALMQUIST (1980).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Gleichzeitig befinden sich die Ausfuhren in sehr bevölkerungsreiche Länder wie China, vor allem aber Indien, auf vergleichsweise geringem Niveau (Eurostat 2015). Die Variable $Open_{j,t}$ ist statistisch nicht signifikant.

Die EU-Mitgliedschaft hat einen stark signifikanten, positiven Effekt auf die deutschen Exporte. So liegen die Exporte in andere EU-Mitgliedsstaaten um 97,2 % höher als die in Nicht-Mitgliedsstaaten. Die Einführung des Euro hat auch einen hoch signifikanten positiven Effekt. So erhöht die Mitgliedschaft im Euro die Exporte gegenüber den restlichen EU-Staaten noch einmal um 53,3 %. Damit fallen die Werte der EU-Mitgliedschaft und dem Euro ähnlich aus wie bei der Arbeit von DREYER et al. (2016).

Neben der Frage nach den grundlegenden Determinanten deutscher Exporte im Milchsegment verfolgt die vorliegende Studie in erster Linie das Ziel, mögliche Effekte des russischen Importstopps auf den Export nach Russland, aber auch in andere Märkte zu untersuchen. Dabei wurde unterschieden zwischen den Importbeschränkungen basierend auf SPS-Maßnahmen ab Februar 2013 und dem vollständigen Importboykott in 2014, der ab August in Kraft trat. Der Koeffizient von $Russ_{2013}$ zeigt, dass die Exporte im Milchsegment nach Russland bereits im Jahr 2013 um rd. 82 % gesunken sind. Die Boykott-Variable für 2014 gibt einen Rückgang der Exporte von rd. 94 % an. Die $AsiaTop4_{2013}$ Variable zeigt, dass sich die Exporte 2013 um rd. 133 % gegenüber den Vorperioden erhöht haben. Für das Jahr 2014 liegen die Exporte in die vier asiatischen Staaten um rd. 343 % höher. Hier ist wahrscheinlich, dass nicht allein der russische Importstopp zu diesem Effekt führte, da die Exporte nach Asien bereits in den Jahren zuvor bedeutende Wachstumsraten erzielt hatten. So sind bspw. die Exporte nach Hongkong zwischen 2011 und 2012 um 89 % gestiegen (EUROSTAT 2015). Dennoch ist anzunehmen, dass deutsche Exporteure einen Teil der russischen Ausfälle durch gesteigerte Exporte in die entsprechenden asiatischen Staaten kompensiert haben, wenngleich insbesondere die Importe Chinas im Jahr 2015 rückläufig sind (Deutscher Bauernverband 2015, S. 7). Interessant sind die Ergebnisse zu den Dummyvariablen $GerTop4_{2013}$ und $BoycGerTop_{2014}$. Es ist zu erkennen, dass sich die Exporte in die Niederlande, Italien, Frankreich und Polen 2013 bereits um 17,4 % reduziert hatten. Für 2014 lag der Einbruch gar bei 33,8 %. Die betrachteten Länder zählen zu den größten Exporteuren im Milchsegment nach Russland, und Italien, die Niederlande und Frankreich sind die drei wichtigsten Abnehmer deutscher Milchexporte. Es ist daher durchaus plausibel anzunehmen, dass aufgrund des Wegfalls des russischen Marktes ein Teil der für den Export bestimmten Produktion auf den heimischen Märkten verblieben ist, was die Nachfrage nach

deutscher Ware geschmälert hat. Für die nordafrikanischen Staaten verhält es sich entgegengesetzt. Die Variable für Nordafrika ist 2013 nicht signifikant, allerdings zeigt *BoycAfric*₂₀₁₄ einen signifikanten Anstieg von 80 %. Ähnlich verhält es sich mit den drei wichtigsten Zielländern der Arabischen Halbinsel. Für 2013 sind keine signifikanten Veränderungen zu erkennen, jedoch gibt *BoycArabTop3*₂₀₁₄ einen signifikanten Exportanstieg von 62,1 % an. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass zu Beginn der Handelseinschränkungen ab Februar 2013 die Ausfuhren von Russland und in die wichtigsten EU-Staaten z.T. nach Asien verlagert und mit dem vollständigen Einbruch der Ausfuhren nach Russland um Absatzmöglichkeiten in den Ländern Nordafrikas und der Arabischen Halbinsel ergänzt worden waren. Dabei sind Länder Nordafrikas im Milchsegment generell vielversprechende Wachstumsmärkte, aufgrund einer sehr jungen Bevölkerung und einer hohen Affinität zu Milchprodukten (U.S. DAIRY EXPORT COUNCIL 2015). Dies gilt auch für die Länder der arabischen Halbinsel, insbesondere Saudi-Arabien. Hierfür ist neben einem hohen Bevölkerungswachstum und steigenden Haushaltseinkommen auch der Trend zu hochwertigen Nahrungsmitteln verantwortlich. Insgesamt wird für Nordafrika und den Nahen Osten eine jährliche Wachstumsrate von 1,6 % bis 2050 prognostiziert (ALEXANDRATOS und BRUINSMA 2012, S. 79). Produkte aus Deutschland, sowie Europa und Nordamerika sind dabei besonders gefragt. Da der Selbstversorgungsgrad bei Milch bei rd. 50 % liegt, existiert großer Importbedarf, der in den kommenden Jahren noch steigen wird. Für den Marktzugang ist dabei die Verbindung zu regionalen Importeuren von besonderer Bedeutung. Gleichzeitig ist Saudi-Arabien aber auch Exporteur und Re-Exporteur bei Milch mit einem Exportwert von rd. 1 Mrd. US-\$ (GTAI 2014).

Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, dass es deutschen Exporteuren im Aggregat gelungen ist, Teile der sanktionsinduzierten Exportrückgänge nach Russland und in die wichtigsten EU-Staaten durch Ausweitung der Exporte in bereits bestehende und neue Märkte, u.a. in Asien, Nordafrika und die Arabische Halbinsel zu kompensieren. Eine Befragung am Institut für Agrarpolitik und Marktforschung im Januar 2015 von deutschen Exportmolkereien stützt diese Ergebnisse (WALTER 2015, S. 75). Tarifäre und nichttarifäre Handelshemmnisse stellen aus Sicht der Milchexporteure die größte Hürde bei der Erschließung neuer Märkte dar, aber erleichternd wirkt, dass trotzdem Kosten für den Eintritt in den neuen Markt nur „in mittlerer Höhe“ auftreten (WALTER 2015, S. 62ff.). Die Ergebnisse des Gravitationsmodells in Kombination mit den Aussagen der Molkereien und des Deutschen Bauernverbands deuten darauf hin, dass exportierende Molkereien in der

Lage sind, sich flexibel an die oftmals stark divergierenden veterinärrechtlichen Bestimmungen in den Zielländern und somit an diese Form nichttariffärer Handelsbarrieren anpassen zu können (MIV 2010, 2014; PAPADOPOULOS et al. 2002). Dabei sind sicherlich Wettbewerber hilfreich, die in einem neuen Markt bereits erfolgreich agieren und so Spillover-Effekte generieren, die sich u.a. in Form von Exportinfrastrukturen und besseren Informationsmöglichkeiten äußern können (AITKEN et al. 1997). Molkereien, die vom russischen Importstopp betroffen sind und nicht so flexibel die Mengen auf bestehenden Märkten ausweiten oder sich neue Märkte erarbeiten können, werden dann finanziell entlastet. Von der Europäischen Kommission wurden Beihilfen zur privaten Lagerhilfe eingerichtet. Die befragten Molkereien gaben allerdings an, diese Möglichkeit nicht zu nutzen. Als Grund nannten diese die Möglichkeit, die betroffenen Mengen auf anderen Märkten absetzen zu können (WALTER 2015, S. 75f.). Zu Beginn des Importstopps hat sicherlich die gute Lage am Weltmarkt geholfen, die die bereits zuvor durch SPS-Maßnahmen bedingten Rückgänge im Export nach Russland weit überkompensieren konnte (BMEL 2014, S. 11). Dazu beigetragen haben 2014 ein hohes Angebot und daraus resultierend ein Rückgang der Preise (AMI 2015b). Insgesamt bewegten sich die Exporte in den ersten acht Monaten des Jahres 2015 auf Vorjahresniveau (AMI 2015c). Inzwischen haben die Exporte im Milchsegment jedoch wieder an Dynamik gewonnen (AMI 2015d). Langfristig ist zu erwarten, dass der Absatz über Drittlandsmärkte zunehmend wichtiger wird. Mit dem Auslaufen der Milchquote zum 31. März 2015 gibt es keine quantitativen Beschränkungen politischer Art mehr innerhalb der EU. So wurden im zweiten Quartal die Milchmengen in der EU gegenüber dem Vorjahr überschritten, sodass zukünftig von höheren Mengen in der EU auszugehen ist (AMI 2015a). Daraus resultierend ist es notwendig, dass sich Molkereien zunehmend international orientieren und eine stärkere Exportmarktdiversifizierung erfolgt.

4 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die Bewertung des russischen Importstopps gegenüber Lebensmitteln aus der EU in der Öffentlichkeit könnte kaum unterschiedlicher sein. Vom Deutschen Bauernverband werden drastische Folgen für die Landwirtschaft beklagt: Die Russland-Sanktionen seien „Hauptursache dafür, dass die Preise für Schweine eingebrochen und die Milchpreise kräftig unter Druck geraten seien“ (DPA 2015). Leidtragende seien die landwirtschaftlichen Familien, für die sich „brutale Folgen“ ergeben würden. Die Untersuchung des BMEL (2014,

S. 2-3) über die Wirkungen des russischen Importstopps folgt dagegen einer unveröffentlichten Studie des Thünen-Instituts und betont, dass „sehr geringe Auswirkungen“ vorliegen. Die landwirtschaftliche Erzeugung in Deutschland (der EU) sinke um 0,4 % (0,3 %), die Erzeugerpreise um 0,3 % (0,3 %) und die Agrareinkommen um 0,7 % (0,6 %), wobei leicht sinkende Verbraucherpreise zu erwarten seien. Diese Effekte sind auf jährlicher Basis für das Jahr 2014 mit einem aggregierten EU-Agrarhandelsmodell erarbeitet worden. Gleichzeitig seien stärkere Ausschläge der Preise kurzfristig denkbar, insbesondere als Folge indirekter Effekte, wenn „verderbliche Ware aus Nachbarländern zusätzlich auf den deutschen Markt drängt“ (ebenda, S. 2). Die sehr unterschiedlichen Wertungen des Deutschen Bauernverbands und des BMEL sind kaum miteinander vereinbar, und es drängt sich die Frage auf, welche Wirkungen des russischen Importstopps bei eher kurzfristiger Betrachtung der Markteffekte nachweisbar sind. Einige dieser Effekte sind in diesem Beitrag modelliert worden, und sie ergänzen und vertiefen die Wirkungsanalyse des BMEL für die Märkte von Obst, insbesondere Äpfeln, und Milch. Die Ergebnisse bestätigen die vom Deutschen Bauernverband hervorgehobenen drastischen Wirkungen des russischen Importboykotts nicht. Allerdings zeigen die kurzfristigen und weniger aggregierten Ergebnisse unserer Studie auf, dass die Aussage „sehr geringe Auswirkungen“ aus der BMEL-Veröffentlichung ebenfalls nicht aufrecht zu erhalten ist – zumindest in einzelnen Perioden, auf ausgewählten Märkten und – mit sehr hoher Wahrscheinlichkeit – für bestimmte Exporteure und Produzenten auf diesen Märkten.

Folgende zentrale Erkenntnisse lassen sich zusammenfassen:

1. Es ist wichtig, direkte und indirekte Effekte des Importstopps auf den Sanktionsempfänger zu unterscheiden. Direkte Effekte aus deutscher Sicht entstehen, wenn durch den russischen Importstopp deutsche Exporte nach Russland reduziert werden müssen. Diese Primäreffekte stellen direkte Wirkungen des Importboykotts dar. Indirekte Effekte entstehen durch Anpassungen an den Importstopp: Andere EU-Länder werden vom russischen Markt verdrängt, zusätzliche Mengen strömen in alternative Absatzkanäle und auch auf den deutschen Markt. Das Preisniveau sinkt, zu Lasten deutscher Anbieter und zugunsten deutscher Verbraucher. Im Exportfall Deutschlands suchen deutsche Exporteure ebenfalls alternative Absatzkanäle, und wenn sie erfolgreich sind, mindert dies ihre Wohlstandsverluste aus den direkten Effekten des Importstopps.
2. Am Apfelmarkt und am Milchmarkt konnten in der Folge des russischen Importstopps signifikante indirekte Effekte festgestellt werden. Nach Einführung der russischen

Importbeschränkung drängte zusätzliches Marktangebot auf die deutschen Märkte, so dass statistisch signifikante Preissenkungseffekte festgestellt werden konnten. Diese Boykottwirkungen waren bei Äpfeln besonders stark im August und September 2014, und sie kompensierten in diesen Monaten den typischen saisonalen Preisanstieg vor der heimischen Ernte. Bei Milch waren sie auffällig groß im September und Oktober 2014. Danach schwächten sich im Jahr 2014 die Boykotteffekte ab.

3. Am Milchmarkt lagen auch signifikante Rückwirkungen des russischen Importstopps vor: Deutsche Milchexporte nach Russland, insbesondere bei Käse, wurden deutlich beschränkt. Die Exporte im Milchsegment gingen wert- und mengenmäßig stark zurück, vor allem als Folge der sinkenden Käseexporte. Bezieht man die Regressionskoeffizienten der Boykottvariablen aufeinander, so ist der Anteil der boykottinduzierten Minderung der Exporterlöse bei Käse mit 77 % an der boykottinduzierten Senkung der Exporterlöse bei Milch absolut dominierend.
4. Statistisch signifikante und starke Effekte des russischen Importstopps auf die deutschen Exportmengen und –erlöse nach Russland bedeuten aber nicht, dass der Rückgang der Exporte primär auf den russischen Importstopp zurückgeht. Die auf einer Vielzahl von Variablen beruhende ökonometrische Modellierung der Nachfrage Russlands nach deutschen Milchexporten und des bilateralen Handels Deutschlands im Gravitationsmodell für Milch zeigen auf, dass andere Variablen von weit größerer Bedeutung waren. Dies gilt insbesondere für die Einführung von sanitären und phytosanitären Handelsbeschränkungen Russlands im Jahr 2013 und die Effekte des realen Wechselkurses auf den bilateralen Milchprodukthandel. Insgesamt hat sich Russland als sehr unsicherer Destinationsmarkt erwiesen, schon deutlich vor Einführung des Importstopps im Jahr 2014. Es zeigt sich mit Hilfe des Gravitationsansatzes, dass deutsche Milchexporteure den boykottinduzierten Handelsrückgang mit Russland zumindest teilweise durch zusätzliche Exporte auf neuen Märkten kompensieren konnten.

Die vorgelegte kurzfristige Analyse mit Monatsdaten ist ein erster Schritt zu einer umfassenden Wirkungsanalyse des russischen Importstopps. Weitere Schritte sind notwendig. Insbesondere wäre es wichtig, die kurzfristige zeitreihenanalytische Modellierung durch strukturelle Modelle der untersuchten und weiteren Märkte zu ergänzen, sofern es die Datenlage erlaubt. Ein weiterer Schritt wäre dann, aus den Preis- und Mengeneffekten Wohlstandswirkungen und deren Verteilung abzuleiten.

5 Literaturverzeichnis

- ABBOTT, P.C., PAARLBERG, P.L. (1986): Modeling the Impact of the 1980 Grain Embargo, in: USDA (ed.), Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture. (Economic Research Service, Staff Report No. AGES860910), Washington, D.C., Chapter 11.
- AITKEN, B., HANSON, G.H., HARRISON, A.E. (1997): Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior, in: Journal of International Economics, Vol. 43, No. 1-2, S. 103-132.
- ALEXANDRATOS, N., BRUINSMA, J. (2012): World Agriculture towards 2030/2050: The 2012 Revision. ESA Working Paper Nr. 12-03. FAO, Rome.
- AGRARMARKT INFORMATIONS-GESELLSCHAFT MBH (2015a): Wachsendes Milchaufkommen in der EU. Meldung vom 04.09.2015, Bonn. URL: <http://www.ami-informiert.de/ami-maerkte/maerkte/ami-milchwirtschaft/ami-meldungen-milchwirtschaft/meldungen-single-ansicht/article/wachsendes-milchaufkommen-in-der-eu.html> (Stand: 10.12.2015).
- AGRARMARKT INFORMATIONS-GESELLSCHAFT MBH (2015b): Preise für Milchprodukte im Langzeittief. Meldung vom 25.09.2015, Bonn. URL: <http://www.ami-informiert.de/ami-maerkte/maerkte/ami-milchwirtschaft/ami-meldungen-milchwirtschaft/meldungen-single-ansicht/article/preise-fuer-milchprodukte-im-langzeittief.html> (Stand: 09.12.2015).
- AGRARMARKT INFORMATIONS-GESELLSCHAFT MBH (2015c): Exporte von Deutschen Milchprodukten auf Vorjahresniveau. Meldung vom 27.10.2015, Bonn. URL: <http://www.ami-informiert.de/ami-maerkte/maerkte/ami-milchwirtschaft/ami-meldungen-milchwirtschaft/meldungen-single-ansicht/article/exporte-von-deutschen-milchprodukten-auf-vorjahresniveau-1.html> (Stand: 10.12.2015).
- AGRARMARKT INFORMATIONS-GESELLSCHAFT MBH (2015d): EU-Exporte von Milchprodukten gewinnen an Dynamik. Meldung vom 03.11.2015, Bonn. URL: <http://www.ami-informiert.de/ami-maerkte/maerkte/ami-milchwirtschaft/ami-meldungen-milchwirtschaft/meldungen-single-ansicht/article/eu-exporte-von-milchprodukten-gewinnen-an-dynamik-1.html> (Stand: 10.12.2015).
- ASHENFELTER, O., CICCARELLA, S., SHATZ, H.J. (2007): French Wine and the U.S. Boycott of 2003: Does Politics Really Affect Commerce?, in: Journal of Wine Economics, Vol. 2, No. 1, S. 55-74.
- BAYLIS, K., NOGUEIRA, L., PACE, K. (2011): Food Import Refusals: Evidence from the European Union, in: American Journal of Agricultural Economics, Vol. 93, No. 2, S. 566-572.
- BERGEIJK, P.A.G. VAN (2009): Economic Diplomacy and the Geography of International Trade. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- BMEL (2014): Auswirkungen der russischen Importbeschränkungen auf die deutsche Agrar- und Ernährungswirtschaft: Bericht über die Auswirkungen des russischen Importstopps auf die EU-Märkte für landwirtschaftliche Erzeugnisse und Lebensmittel, Berlin. URL: http://www.bmel.de/SharedDocs/Downloads/Ministerium/InternationaleZusammenarbeit/AuswirkungenRU.pdf?__blob=publicationFile (Stand: 10.12.2015).

- BÖGERMANN, B. (2013): Export: Chancen und Herausforderungen für deutsche und bayerische Milchprodukte. Vortrag auf der 43. Woche der Erzeuger und Vermarkter Milch. Vortrag vom 19.11.2013, Herrsching. URL: <https://media.repro-mayr.de/90/594790.pdf> (Stand: 09.12.2015).
- BUNDESZENTRALE FÜR POLITISCHE BILDUNG (BPB) (2015): Analyse: Russlands Importverbot für Agrarprodukte und die Folgen für die russischen und europäischen Agrarmärkte. Meldung vom 30.03.2015. URL: <http://www.bpb.de/internationales/europa/russland/203822/analyse-russlands-importverbot-fuer-agrarprodukte-und-die-folgen-fuer-die-russischen-und-europaeischen-agrarmaerkte> (Stand: 08.12.2015).
- BUNDESAMT FÜR WIRTSCHAFT UND AUSFUHRKONTROLLE (BAFA) (2014): Merkblatt zum Außenwirtschaftsverkehr mit der Russischen Föderation, Eschborn. URL: http://www.bafa.de/ausfuhrkontrolle/de/arbeitshilfen/merkblaetter/merkblatt_russland.pdf (Stand: 17.09.2014).
- CORTRIGHT, D., LOPEZ, G.A. (2002): Smart Sanctions. Targeting Economic Statecraft, Lanham, UK: Rowman & Littlefield Publishers.
- DAOUDI, M.S., DAJANI, M.S. (1983): Economic Sanctions. Ideals and Experience. London: Routledge & Paul.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J.G. (1993): Estimation and Inference in Econometrics. New York: Oxford University Press.
- DE GRAUWE, P. (2012), Economics of Monetary Union. 9. Auflage. Oxford: Oxford University Press.
- DEUBER, G. (2014): Wirtschaftssanktionen zwischen der EU und Russland. Risiken für Polen, in: Deutsches Polen-Institut Darmstadt, Bremer Forschungsstelle Osteuropa und Deutsche Gesellschaft für Osteuropakunde e.V. (Hrsg.), Polen-Analysen Nr. 151. URL: <http://www.laender-analysen.de/polen/pdf/PolenAnalysen151.pdf> (Stand: 15.12.2015).
- DEUTSCHER BAUERVERBAND (DBV) (2015): Analyse: 1 Jahr Embargo für Agrarexporte nach Russland – Auswirkungen auf die deutsche Landwirtschaft. Berlin, 5. August. URL: <http://media.repro-mayr.de/90/640490.pdf> (Stand: 06.01.2016).
- DIERIG, C. (2015): Warum der Milchpreis ins Bodenlose fällt. Die Welt. Artikel vom 26.08.2015. URL: <http://www.welt.de/145685994> (Stand 10.12.2015).
- DPA (2015): Bauernverband fordert Überprüfung des Russland-Embargos. Zeit online, 24. Juni 2015. URL: <http://www.zeit.de/news/2015-06/24/agrar-bauern-beraten-ueber-kuenftige-ausrichtung-der-branchen-24053407> (Stand: 06.01.2015).
- DREYER, H., FEDOSEEVA, S., HERRMANN, R. (2016), Gravity Meets Pricing to Market: What a Combined-Method Approach Tells Us on German Beer Export. American Association of Wine Economists (AAWE), Working Paper No. 194, New York.
- EUROSTAT (2015): Ihr Schlüssel zur europäischen Statistik, Datenbank, Internationaler Handel. URL: <http://ec.europa.eu/eurostat/de/data/database> (Stand: 10.12.2015).
- GERMANY TRADE AND INVEST (GTAI) (2014): Lebensmittelmarkt in Saudi-Arabien wächst kräftig. Meldung vom 08.05.2014. URL: <http://www.gtai.de/GTAI/Navigation/DE/Trade/Maerkte/suche,t=lebensmittelmarkt-in-saudi-arabien-waechst-kraeftig,did=1007872.html> (Stand: 09.12.2015).

- GRANT, J., ANDERS, S. (2011), Trade Deflection Arising from U.S. Import Refusals and Detentions in Fishery and Seafood Trade, in: American Journal of Agricultural Economics, Volume 93, No. 2, S. 573-582.
- HAKIMDAVAR, G. (2014): A Strategic Understanding of UN Economic Sanctions: International Relations, Law, and Development. (Routledge Advances in International Relations and Global Politics, No. 109), New York: Routledge.
- HALVORSEN, R., PALMQUIST, R. (1980): The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, in: American Economic Review, Volume 70, No. 3, S. 474-475.
- HASSE, R. (1977): Wirtschaftliche Sanktionen als Mittel der Außenpolitik. Das Rhodesien-Embargo. (Volkswirtschaftliche Schriften, Heft 265), Berlin: Duncker & Humblot.
- HERRMANN, R. (1987): Ökonomische Auswirkungen von Nahrungsmittelsanktionen, in: Agrarwirtschaft, Jg. 36, Nr. 11, S. 352-362.
- HUFBAUER, G.C., OEGG, B. (2003): The Impact of Economic Sanctions on US Trade: Andrew Rose's Gravity Model. In: International Economic Policy Briefs, Volume 6, S. 1-24.
- HUFBAUER, G.C., SCHOTT, J.J. unter Mitwirkung von ELLIOTT, K.A. (1983): Economic Sanctions in Support of Foreign Policy Goals. (Policy Analyses in International Economics), Washington, D.C.: The MIT Press.
- HUFBAUER, G.C., SCHOTT, J.J., ELLIOTT, K.A., OEGG, B. (2007): Economic Sanctions Reconsidered. Third edition, Washington, D.C.: Peterson Institute for International Economics.
- KURCZYK, D. (2016): Auswirkungen der russischen Importbeschränkung auf den Lebensmittelmarkt in Deutschland: Eine empirische Analyse des Apfelmarktes. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Arbeitsbericht Nr. 64, Gießen.
- MILCHINDUSTRIE VERBAND (MIV) (2010): Milch Politikreport 2010. URL: http://www.milchindustrie.de/aktuelles/milch-politikreport/?eID=dam_frontend_push&docID=77 (Stand: 09.12.2015).
- MILCHINDUSTRIE VERBAND (MIV) (2014): Export von Milchprodukten stärken. Meldung vom 21.01.2014. URL: <http://www.milchindustrie.de/aktuelles/pressemitteilungen/export-von-milchprodukten-staerken/> (Stand: 09.12.2015).
- PAPADOPOULOS, N., CHEN, H., THOMAS, D.R. (2002): Toward a Tradeoff Model for International Market Selection, in: International Business Review, Volume 11, No. 2, S. 165-192.
- ROSSMILLER, G.E., SARKO, R.N., TUTWILER, M.A., MCCALLA, A.F. (1986): The 1980 Embargo: The U.S. and Foreign Policy Response, in: USDA (ed.), Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture. Economic Research Service, Staff Report No. AGES 860910, Washington, D.C., Chapter 15.
- SCHMITZ, A., MCCALLA, A.F. (1986): Embargoes: A Review of Conceptual, Theoretical, and Empirical Analyses. In: USDA (ed.), Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture. Economic Research Service, Staff Report No. AGES 860910, Washington, D.C., Chapter 8.
- SHIFFMAN, G.M., JOCHUM, J.J. (2003): Economic Instruments of Security Policy: Influencing Choices of Leaders. New York: Palgrave MacMillan.

- TOMEK, W. G., KAISER, H. M. (2014): *Agricultural Product Prices*. Fifth edition, Ithaca and London: Cornell University Press.
- U.S DAIRY EXPORT COUNCIL (2015): *Export Opportunities (Video): Middle East and North Africa Still Ripe for Long-Range Growth*. Meldung vom 01.12.2015. URL: <http://blog.usdec.org/usdairyexporter/international-reps-identify-opportunities-abroad-middle-east-and-north-africa-video-series> (Stand: 06.12.2015).
- WALTER, M. (2015): *Was erklärt das Exportverhalten der deutschen Molkereiwirtschaft? Ergebnisse einer Befragungsstudie*. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus- Liebig-Universität Gießen, Arbeitsbericht Nr. 62, Gießen.
- WEBB, A., WECKER, W., SPATZ, K. (1986): *Trade Effects of the 1980 U.S. Grain Embargo Against the USSR*, in: USDA (ed.), *Embargoes, Surplus Disposal, and U.S. Agriculture*. Economic Research Service, Staff Report No. AGES 860910, Washington, D.C., Chapter 10.
- YANG, J., ASKARI, H., FORRER, J., ZHU, L. (2009): *How Do US Sanctions Affect EU's Trade with Target Countries?*, in: *The World Economy*, Volume 32, No. 8, S. 1223-1244.
- ZEIMETZ, K., JONES, J.R., MOHAMMADI, H. (1986): *Soviet Response to the 1980 U.S. Grain Embargo*, in: USDA (ed.), *Embargoes, Surplus, Disposal, and U.S. Agriculture*. Economic Research Service, Staff Report No. AGES 860910, Washington, D.C., Chapter 14.
- ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE GMBH (ZMP) (1992): *ZMP Bilanz 91 Obst*. Bonn.

AGRARÖKONOMISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE
– DISCUSSION PAPERS IN AGRICULTURAL ECONOMICS –

Nr. 1–40: siehe Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 95.

41. Manfred WIEBELT, Allgemeine Wirtschaftspolitik und Agrarsektorentwicklung in Entwicklungsländern - Eine allgemeine Gleichgewichtsanalyse. Februar 1997, 31 Seiten.
(als erweiterte Fassung erschienen unter dem Titel "Wie beeinflußt die allgemeine Wirtschaftspolitik die Landwirtschaft? Transmissionsmechanismen und ihre quantitative Bedeutung" in "Berichte über Landwirtschaft", Band 75 (1997), Heft 4, S. 515-538)
42. Kerstin PFAFF und Eva BEIMDICK, Der internationale Teemarkt: Marktüberblick, Protektionsanalyse und Entwicklung ökologisch erzeugten Tees. Februar 1997, 38 Seiten.
43. Anke GIERE, Roland HERRMANN und Katja BÖCHER, Wie beeinflussen Ernährungsinformationen den Nahrungsmittelkonsum im Zeitablauf? Konstruktion eines Ernährungsinformationsindex und ökonometrische Analyse des deutschen Butterverbrauchs. Mai 1997, 44 Seiten.
(gekürzte und geänderte Fassung erschienen unter dem Titel "Ernährungsinformationen und Nahrungsmittelkonsum: Theoretische Überlegungen und empirische Analyse am Beispiel des deutschen Buttermarktes" in "Agrarwirtschaft", Jg.46 (1997), Heft 8/9, S.283-293)
44. Joachim KÖHNE, Die Bedeutung von Preisverzerrungen für das Wirtschaftswachstum der Reformländer in Mittel- und Osteuropa. September 1997, 16 Seiten.
45. Christoph R. WEISS, Firm Heterogeneity and Demand Fluctuations: A Theoretical Model and Empirical Results. September 1997, 16 Seiten.
46. Roland HERRMANN und Claudia RÖDER, Some Neglected Issues in Food Demand Analysis: Retail-Level Demand, Health Information and Product Quality. Oktober 1997, 27 Seiten.
(überarbeitete Fassung erschienen in „Australian Journal of Agricultural and Resource Economics“, Vol.42, No.4, 1998, S. 341-367)
47. Timothy JOSLING, The WTO, Agenda 2000 and the Next Steps in Agricultural Policy Reform. Mai 1998, 46 Seiten.
48. Kerstin PFAFF, Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. September 1998, 60 Seiten.
49. Kerstin PFAFF und Marc C. KRAMB, Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Hessen? Oktober 1998, 22 Seiten.
50. Axel REINHARDT, Determinanten der Investitionsaktivitäten der Ernährungsindustrie. Empirische Ergebnisse für die deutsche Fruchtsaftindustrie. Dezember 1998, 34 Seiten.
51. Roland HERRMANN, Claudia RÖDER und John M. CONNOR, How Market Structure Affects Food Product Proliferation: Theoretical Hypotheses and New Empirical Evidence for the U.S. and the German Food Industries. Februar 1999, 58 Seiten.
52. Roland HERRMANN und Richard SEXTON, Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. März 1999, 60 Seiten.
(ein Teil wurde in stark veränderter Form unter dem Titel "Market Conduct and Its Importance for Trade Policy Analysis: The European Banana Case" veröffentlicht in: MOSS, C., G. RAUSSER, A. SCHMITZ, T. TAYLOR und D. ZILBERMAN (eds.) (2001), Agricultural Globalization, Trade and the Environment. Dordrecht: Kluwer Academic Press, S. 153-177)
53. Stanley R. THOMPSON und Martin T. BOHL, International Wheat Price Transmission and CAP Reform. Juni 1999, 11 Seiten.
54. Michaela KUHL und P. Michael SCHMITZ, Macroeconomic Shocks and Trade Responsiveness in Argentina – A VAR Analysis. Juni 1999, 19 Seiten und Anhang.
(erschieden in "Konjunkturpolitik", Jg. 46, 2000, Heft 1/2, S. 62-92)

55. Roland Herrmann, Johannes Harsche und Kerstin Pfaff, Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? Juni 1999, 17 Seiten.
(etwas gekürzte Fassung erschienen in "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Heft 5/6, 1999, S.282-288)
56. Stanley R. THOMPSON und Wolfgang GOHOUT, CAP Reform, Wheat Instability and Producer Welfare. August 1999, 15 Seiten.
57. Silke SCHUMACHER, Nachwachsende Rohstoffe in Hessen: Analyse und Bewertung anhand des Fallbeispiels Raps. August 1999, 24 Seiten.
58. Ernst-August NUPPENAU, Nature Preservation as Public Good in a Community of Farmers and Non-Farm Residents: Applying a Political Economy Model to Decisions on Financial Contributions and Land Allocation. August 1999, 40 Seiten.
(wurde in veränderter Form unter dem Titel "Public Preferences, Statutory Regulations and Bargaining in Field Margin Provision for Ecological Main Structures" veröffentlicht in "Agricultural Economics Review", Vol. 1 (2000), No. 1, S. 19-32)
59. Stanley R. THOMPSON, Roland HERRMANN und Wolfgang GOHOUT, Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. März 2000, 18 Seiten.
(erschieden in "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 82 (2000), No. 3, S. 718-726)
60. Roland HERRMANN, Marc KRAMB und Christina MÖNNICH, The Banana Dispute: Survey and Lessons. September 2000, 29 Seiten.
(gekürzte und stark veränderte Fassung erschienen in „Quarterly Journal of International Agriculture“, Vol. 42 (2003), No. 1, S. 21-47)
61. Roland HERRMANN, Stephanie KRISCHIK-BAUTZ und Stanley R. THOMPSON, BSE and Generic Promotion of Beef: An Analysis for 'Quality from Bavaria'. Oktober 2000, 18 Seiten.
(geänderte Fassung erschienen in „Agribusiness – An International Journal“, Vol. 18 (2002), No. 3, S. 369-385)
62. Andreas BÖCKER, Globalisierung, Kartelle in der Ernährungswirtschaft und die Möglichkeit der Neuen Industrieökonomie zur Feststellung von Kollusion. November 2000, 37 Seiten.
63. Kerstin PFAFF, Linkages Between Marketing Levels in the German Meat Sector: A Regional Price Transmission Approach with Marketing-Cost Information. Mai 2001, 17 Seiten.
(stark überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel „Processing Costs and Price Transmission in the Meat Marketing Chain: Analysis for a German Region“, Vol. 15 (2003), Nos. 1/2, S. 7-22 von Kerstin PFAFF, Sven ANDERS und Roland HERRMANN)
64. Roland HERRMANN, Anke MÖSER und Elke WERNER, Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. Mai 2001, 28 Seiten.
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft“, Jg. 51 (2002), Heft 2, S. 99-111)
65. Stanley R. THOMPSON, Wolfgang GOHOUT und Roland HERRMANN, CAP Reforms in the 1990s and Their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. Dezember 2001, 14 Seiten. (erschieden in "Journal of Agricultural Economics", Vol. 53 (2002), No. 1, S. 1-13)
66. Andreas BÖCKER, Extending the Application of Experimental Methods in Economic Analysis of Food-Safety Issues: A Pilot Study on the Impact of Supply Side Characteristics on Consumer Response to a Food Scare. Juni 2002, 30 Seiten.
(veränderte Fassung erschienen unter dem Titel "Consumer response to a food safety incident: Exploring the role of supplier differentiation in an experimental study" in "European Review of Agricultural Economics", Vol. 29 (2002), No. 1, p. 29-50)
67. Andreas BÖCKER, Perception of Food Hazards – Exploring the Interaction of Gender and Experience in an Experimental Study. Juni 2002, 24 Seiten.
(stark veränderte Fassung erschienen unter dem Titel "Geschlechterdifferenzen in der Risikowahrnehmung bei Lebensmitteln genauer betrachtet: Erfahrung macht den Unterschied" in "Hauswirtschaft und Wissenschaft", Jg. 29 (2002), Heft 2, S. 65-75)

68. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten. Juni 2002, 29 Seiten. (erschienen in „Konjunkturpolitik“, Jg. 48 (2002), Heft 2, S. 199-227)
69. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE und Roland HERRMANN, The Regional Incidence of European Agricultural Policy: Measurement Concept and Empirical Evidence. Oktober 2002, 18 Seiten.
70. Roland HERRMANN, Nahrungsmittelqualität aus der Sicht der Verbraucher und Implikationen für Pflanzenproduktion und Politik. Juni 2003, 16 Seiten.
71. Sven ANDERS, Agrarökonomische Analyse regionaler Versorgung. November 2003, 20 Seiten. (erschienen in: T. MARAUHN und S. HESELHAUS (Hrsg.) (2004), „Staatliche Förderung für regionale Produkte: Protektionismus oder Umwelt- und Verbraucherschutz?“, Tübingen: Mohr Siebeck, S. 73-92)
72. Sabine KUBITZKI, Sven ANDERS und Heiko HANSEN, Branchenspezifische Besonderheiten im Innovationsverhalten des Ernährungsgewerbes: Eine empirische Analyse des Mannheimer Innovationspanels. Dezember 2003, 23 Seiten.
73. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Psychological Prices of Branded Foods and Price Rigidity: Evidence from German Scanner Data. März 2004, 27 Seiten.
74. Roland HERRMANN, Sven ANDERS und Stanley THOMPSON, Übermäßige Werbung und Marktsegmentierung durch staatliche Förderung der Regionalvermarktung: Eine theoretische Analyse. März 2004, 18 Seiten.
75. Andreas BÖCKER, Jochen HARTL, Christopf KLIEBISCH und Julia ENGELKEN, Extern segmentierte Laddering-Daten: Wann sind Segmentvergleiche zulässig und wann Unterschiede zwischen Segmente signifikant? – Ein Vorschlag für einen Homogenitätstest. März 2005, 62 Seiten.
76. Sven ANDERS, Measuring Market Power in German Food Retailing: Regional Evidence. März 2005, 16 Seiten.
77. Heiko HANSEN und Johannes HARSCHKE, Die Förderung landwirtschaftlicher Erzeugnisse durch die Europäische Agrarpolitik: Regionale Auswirkungen in Deutschland und Bestimmungsgründe. April 2005, 13 Seiten. (erschienen in: Unternehmen im Agrarbereich von neuen Herausforderungen, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 41, 2006, S.471-481)
78. Johannes HARSCHKE, Die Bestimmungsgründe der Agrarförderung in Industrieländern und Schwellenländern. Mai 2005, 14 Seiten.
79. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, The Role of Business Expectations for New Product Introductions: A Panel Analysis for the German Food Industry. Oktober 2005, 18 Seiten. (etwas veränderte Fassung erschienen in “Journal of Food Distribution Research”, Vol. 37 (2006), No. 2, S. 12-22)
80. Sven ANDERS, Johannes HARSCHKE, Roland HERRMANN, Klaus SALHOFER und Ramona TEUBER, The Regional Allocation of EU Product Support: How Natural Conditions and Farm Structure Matter. Januar 2006, 32 Seiten. (überarbeitete Fassung erschienen unter dem Titel “The Interregional and Intertemporal Allocation of EU Producer Support: Magnitude and Determinants” in “Jahrbuch für Regionalwissenschaft” – Review of Regional Research”, Vol. 27 (2007), No. 2, S.171-193)
81. Sven ANDERS, Stanley THOMPSON und Roland HERRMANN, Markets Segmented by Regional-Origin Labelling with Quality Control. Mai 2007, 27 Seiten. (zur Veröffentlichung angenommen in “Applied Economics”, 2007)
82. Heiko HANSEN und Yves SURRY, Die Schätzung verfahrensspezifischer Faktoreinsatzmengen für die Landwirtschaft in Deutschland. Juni 2007, 14. Seiten. (erschienen in: Good Governance in der Agrar- und Ernährungswirtschaft, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., Band 42, 2007, S.439-449)

83. Meike HENSELEIT, Sabine KUBITZKI, Daniel SCHÜTZ und Ramona TEUBER, Verbraucherpräferenzen für regionale Lebensmittel – Eine repräsentative Untersuchung der Einflussfaktoren. Juni 2007, 26 Seiten.
(in veränderter Form erschienen in „Berichte über Landwirtschaft“, Band 85 (2007), Heft 2, S.214-237)
84. Sabine KUBITZKI und Wiebke SCHULZ, Das Nachfrageverhalten bei regionalen Spezialitäten: Das Beispiel Apfelwein in Hessen. Juli 2007, 21 Seiten.
(überarbeitete Fassung erschienen in „Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchersforschung“, Jg. 53 (2007), Heft 2, S.208-224)
85. Jochen HARTL, Anwendung der Meta-Analyse zur Identifizierung von Determinanten der Zahlungsbereitschaft für genetisch veränderte Lebensmittel. September 2007, 32 Seiten.
86. Heiko HANSEN, Temporal Instability and Redistributive Dynamics of Gross Transfers Arising from EU's Common Agricultural Policy. November 2007, 12 Seiten.
87. Michael GAST und Roland HERRMANN, Determinants of Foreign Direct Investment of OECD Countries 1991-2001. Juli 2008, 23 Seiten.
(revidierte Fassung erschienen in „International Economic Journal“, Vol.22, No. 4, S. 509-524)
88. Gergely SZOLNOKI, Dieter HOFFMANN und Roland HERRMANN, Quantifizierung des Einflusses der äußeren Produktgestaltung auf die Geschmacksbewertung und auf die Kaufbereitschaft bei Wein mittels eines Charakteristika-Modells. 2008, 20 Seiten.
(stark verändert Fassung erschienen in “German Journal of Agricultural Economics”, Vol. 60 (2011), Nr. 1, S. 1-19)
89. Jochen HARTL und Roland HERRMANN, Do They Always Say No? German Consumers and Second-Generation GMO Foods. 2009, 18 Seiten.
(revidierte Fassung erschienen in “Agricultural Economics”, Vol. 40, No. 5, S. 551-560. Eine erste Fassung war verteilt worden als Contributed Paper, XIIth Congress of the European Association of Agricultural Economists, "People, Food and the Environment: Global Trends and European Strategies", Ghent, Belgium, 26-29 August 2008)
90. Rüdiger ELSHOLZ, Regionale Wohlfahrtseffekte der Gemeinsamen Europäischen Agrarpolitik. 2009, 17 Seiten.
91. Rebecca SCHRÖCK, Determinanten der Nachfrage nach Biomilch. Eine ökonometrische Analyse. 2011, 36 Seiten.
(erschieden in „Berichte über Landwirtschaft“, 2010, Band 88, Heft 3, S. 470-501)
92. Sabine KUBITZKI und Stephanie KRISCHIK-BAUTZ, Weiß der Verbraucher wirklich, welche Qualität er kauft? Eine Studie zur Qualitätserwartung an Prüfzeichen. 2011, 24 Seiten.
(erschieden in “German Journal of Agricultural Economics”, Vol. 60 (2011), Nr. 1, S.52-65)
93. Roland HERRMANN und Rebecca SCHRÖCK, Determinanten des Innovationserfolgs: Eine Analyse mit Scannerdaten für den Deutschen Joghurtmarkt. 2011, 24 Seiten.
(in veränderter Form erschienen in „German Journal of Agricultural Economics (Agrarwirtschaft)“, Vol. 60, Nr. 3, S.170-185)
94. Johanna BURZIG und Roland HERRMANN, Food Expenditure Patterns of the Generation 50+: An Engel-Curve Analysis for Germany. 2012, 16 Seiten.
(published in “British Food Journal”, Vol. 114, Issue 10, S. 1380-1393)
95. Matthias STAUDIGEL, Economic Perspectives on Obesity: Identifying Determinants and Evaluating Policies. September 2014, 65 Seiten.
96. Svetlana FEDOSEEVA, Daria KURZYK, Sascha NERRETER und Roland HERRMANN, Auswirkungen des russischen Importstopps für deutsche Lebensmittelmärkte und die Agrar- und Ernährungswirtschaft: Eine empirische Analyse. Mai 2016, 38 Seiten.
(gekürzte Fassung erschienen in Schriftenreihe der Rentenbank“, Band 32. Frankfurt, M.: Landwirtschaftliche Rentenbank, Abt. Öffentlichkeitsarbeit, Volks- und Landwirtschaft, S. 45-75)