



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

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

---

Ihle, R., Brümmer, B., Thompson, S.R.: Auswirkungen der Fischler-Reform und der Blauzungenkrankheit auf die Europäischen Kälbermärkte. In: Weingarten, P., Banse, M., Gömann, H., Isermeyer, F., Nieberg, H., Offermann, F., Wendt, H.: Möglichkeiten und Grenzen der wissenschaftlichen Politikanalyse. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 46, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2011), S. 151-162.

---



## AUSWIRKUNGEN DER FISCHLER-REFORM UND DER BLAUZUNGENKRANKHEIT AUF DIE EUROPÄISCHEN KÄLBERMÄRKTE

*Rico Ihle, Bernhard Brümmer, Stanley R. Thompson<sup>1, 2</sup>*

### Zusammenfassung

Die Fischlerreform der Gemeinsamen Agrarpolitik sahen Ermessensspielräume in ihrer Umsetzung hinsichtlich des Zeitrahmens und der Intensität der Entkopplung für die Mitgliedsstaaten vor, die vor allem im Sektor der Rindfleischproduktion hervortraten. Mittels der Analyse von wöchentlichen Kälberpreiszeitreihen werden die Auswirkungen dieser Politikmaßnahme auf europäische Faktormärkte dieses Sektors untersucht. Die Analyse kommt zum Ergebnis, dass die Märkte Deutschlands, Frankreichs, Hollands und Spaniens integriert und eng verwoben sind, d. h. zu einem gemeinsamen Markt gehören. Der preissenkende Effekt der Fischlerreformen kann nachgewiesen werden. Außerdem wird festgestellt, dass der Ausbruch der Blauzungenkrankheit, der bedrohlichsten neuerlich in der EU aufgetretenen Tierseuche, ebenfalls Auswirkungen auf die europäischen Kälberpreise hatte. Vergleiche von hypothetischen Szenarien mit den real angewandten Politikmaßnahmen verdeutlichen die Auswirkungen der Reform auf die europäischen Kälbermärkte.

### Keywords

2003 Reform, Entkopplung, Europäische Union, Faktormärkte, GAP, Kälbermarkt, Marktintegration, Preistransmission

### 1 Einleitung

Die Reform der Gemeinsamen Agrarpolitik (GAP) der Europäischen Union (EU) stellt sich als ein fortlaufender Prozess dar. Meilensteine waren die MacSharry-Reformen von 1992 und die Agenda 2000, deren Zwischenbilanz zur fundamentalen Fischlerreform (Luxemburger Beschlüsse) des Jahres 2003 führte. Darin wurde den Mitgliedstaaten erstmal Flexibilität hinsichtlich der zeitlichen Umsetzung eingeräumt, die vor allem im Rindfleischsektor offenbar wurde. Ein Schlüsselement bestand in der Entkopplung der Prämienzahlungen von den Produktionsentscheidungen, die durch veränderte Produktionsanreize die Rindfleischproduktion beeinflussen würde. Dies übertrug sich in der Form einer verringerten Zahlungsbereitschaft auf die Märkte für Kälber, da diese einen wichtigen Produktionsfaktor darstellen. Die Heterogenität in der Umsetzung hat verschiedenartige Produktionsanreize in den Mitgliedsstaaten zur Folge gehabt und somit die Dynamiken und räumlichen Wechselwirkungen der Handelsflüsse und Preise in komplexer Weise verändert.

Das Augenmerk dieses Artikels liegt in der empirischen Analyse der Auswirkungen der heterogenen Umsetzungen der Reform auf die räumlichen Preisbeziehungen der europäischen Kälbermärkte. Darüber hinaus war der Rindersektor der EU im Jahr 2006 durch den Ausbruch einer gefährlichen Tierseuche, der Blauzungen (BZ)-Krankheit, und der darauf folgenden Bekämpfungsmaßnahmen, v. a. in der Form der Beschränkung von Tiertransporten, maßgeblich beeinträchtigt. Mittels der multivariaten Kointegrationsanalyse von Preisdaten wird der Ein-

<sup>1</sup> Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Georg-August-Universität Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen, E-Mail: rihle@gwdg.de

<sup>2</sup> Rico Ihle dankt dem Zentrum für Statistik der Georg-August-Universität und dem Land Niedersachsen für die Bereitstellung eines Georg-Christoph-Lichtenberg-Promotionsstipendiums. Bernhard Brümmer und Stanley R. Thompson danken der DFG für Finanzierung von Forschungsaufhalten aus ihrem Mercator-Gastprofessurprogramm.

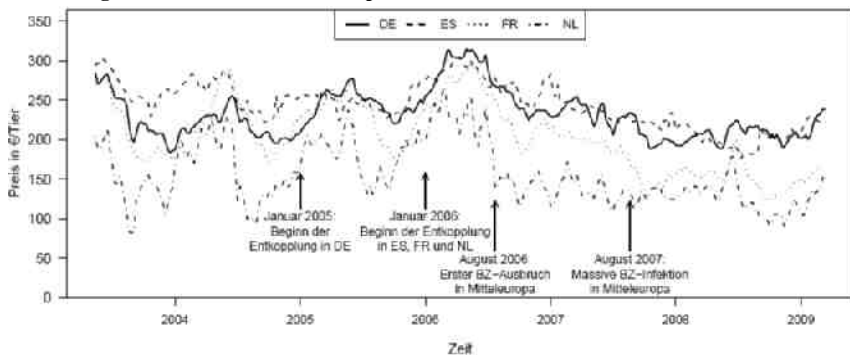
fluss dieser Faktoren auf die Wechselbeziehungen zwischen den vier wichtigsten nationalen Märkten untersucht. Bislang wurden Intra-EU Preisbeziehungen nur in einer geringen Anzahl untersucht. Beispiele sind ZANIAS (1993), GORDON ET AL. (1993) oder SERRA ET AL. (2006). Die Sonderbehandlung des Rindersektors in der Reform ermöglicht ein interessantes natürliches Experiment hinsichtlich des Einflusses eines sich verändernden Politikrahmens auf räumliche Preisbeziehungen in Faktormärkten der EU. Unseres Wissens ist diese Analyse die erste, die Auswirkungen der Entkopplung auf die Preisdynamiken innereuropäischer Agrarmärkte untersucht. Damit können Hinweise auf die quantitativen Wirkungen der Reform gewonnen werden. Außerdem stellt sie eine geeignete Fallstudie zur Diskussion von Möglichkeiten und Grenzen von Politikanalyse dar.

Im folgenden Abschnitt wird auf die Daten und den Politikrahmen eingegangen. Daran schließt sich die Vorstellung der angewandten Untersuchungsmethoden an. Danach wird kurz auf die Modellauswahl eingegangen und die Schätzergebnisse ausführlich dargestellt. Der Artikel schließt mit einer Zusammenfassung und einer Diskussion wissenschaftlicher Politikanalyse.

## 2 Datensatz und Politikrahmen

Die Dynamiken und Wechselbeziehungen von europäischen Kälbermärkten werden anhand wöchentlicher Preise der vier wichtigsten EU-Kälbermärkte Deutschland (DE), Frankreich (FR), der Niederlande (NL) und Spaniens (ES) untersucht (Abbildung 8). Diese Auswahl wurde auf Basis ihrer Rolle in EU-Kälberhandel vorgenommen. Die Niederlande und Spanien stellen die bedeutendsten Importeure dar. Deutschland hingegen ist ein großer Nettoexporteur. Frankreich, das den wichtigsten Exportmarkt darstellt, tritt außerdem als der viertgrößte Importeur von Kälbern auf (ZMP, 2009a, 2009b).

**Abbildung 8: Wöchentliche Kälberpreise**



Quelle: EUROPÄISCHE KOMMISSION (2009a) und eigene Darstellung.

Die Stichprobe enthält Preise junger männlicher Kälber im Alter von acht Tagen bis vier Wochen. Sie erstreckt sich von Woche 20 im Jahr 2003 bis Woche 17 von 2009, d.h. sie umfasst 310 Beobachtungen vom 15. Mai 2003 bis 30. April 2009. Die Daten werden von jedem Mitgliedsstaat gesammelt und anschließend an die Europäische Kommission übermittelt, und von dieser veröffentlicht (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2002). Es handelt sich dabei um repräsentative Durchschnittswerte jeder Region eines Landes, gewichtet durch die relative Bedeutung der Rasse und Qualität. Obwohl die Analyse ein homogenes Gut annimmt, soll angemerkt werden, dass sich die vorherrschenden Rassen und Nutzungstypen innerhalb und zwischen den Ländern unterscheiden. Deren Zusammensetzung ist jedoch während des Untersuchungszeitraums gleichgeblieben.

## 2.1 Politikvariablen

Die Reform von 2003 entkoppelte die Prämienzahlungen von der Produktion, d. h. der Anzahl der zur Schlachtung abgelieferter Schlachtrinder. Sie wurden durch einzelbetriebliche Zahlungen ersetzt, die nach der Vergleichsperiode 2000-2002 berechnet worden waren. Mitgliedsstaaten verfügten in der Umsetzung über gewisse Flexibilität hinsichtlich des Ausmaßes und des zeitlichen Verlaufes der Umsetzung der Reform. Entschied sich ein Staat für eine schrittweise Umsetzung, konnten die Bauern oder Mäster noch verschiedene Schlachtprämien beantragen: Ochsen 150€, Bullen 210€, erwachsene Rinder 80€ und Kälber 50€ pro Tier. Die Tierzahlen jeder Kategorie werden von der EUROPÄISCHEN KOMMISSION (2009b) veröffentlicht.

Auf Grundlage dieser Tierprämien wurden die jährlichen Gesamtzahlungen jedes Landes berechnet. Diese dienen als Basis der Konstruktion der Politikvariablen  $pol_{DE}^I$ ,  $pol_{FR}^I$  und  $pol_{NL}^I$  für jedes der Jahre 2005-2009. Sie messen den Grad der Entkopplung in Deutschland, Frankreich und den Niederlanden (Tabelle 11)<sup>3</sup> und geben den Umfang der Zahlungen im Jahr  $t$  als Anteil am Mittelwert der Zahlungen der Basisperiode 2002-2004 an und sind berechnet als:

$$pol_Z^I = 100 \left( 1 - \frac{\text{Gesamtzahlungen in Land } Z \text{ im Jahr } t}{\text{Durchschnittsprämie gezahlt in } Z \text{ in Basisperiode}} \right). \quad (1)$$

Je näher der Index an 100 ist, umso höher ist der Grad der Entkopplung, d. h. 0 und 100 bedeuten vollständig gekoppelte bzw. entkoppelte Zahlungen.

**Tabelle 11: Politikvariablen zur Messung des Grades der Entkopplung**

Jahr	2005	2006	2007	2008	2009
$pol_{DE}^I$	100	100	100	100	100
$pol_{FR}^I$	7	77	78	78	77
$pol_{NL}^I$	2	24	24	24	25

Quelle: EUROPÄISCHE KOMMISSION (2009b) und eigene Berechnungen.

Die Reform wurde nur in Deutschland ohne Verzögerung umgesetzt. Frankreich und Spanien begannen 2006 eine teilweise Entkopplung, wohingegen die Niederlande zu einem wesentlich geringeren Grad entkoppelten. Diese länderspezifische Umsetzung der Reform, die die Subventionszahlungen verschieden stark an die Rindfleischproduktion gekoppelt beließ, hat zu unterschiedlichen nationalen Produktionsanreizen geführt. Die ökonomische Theorie legt eine inverse Beziehung zwischen Entkopplung und den Kälberpreisen nahe. Die Rindfleischproduktion kann als Funktion verschiedener Produktionsfaktoren, zu denen u. a. junge Kälber zählen, gesehen werden. Die Nachfrage nach Kälbern wird durch deren Wertgrenzprodukt in der Rindfleischproduktion bestimmt. Da die Schlachtprämie pro Tier dem Lieferanten des Schlachtieres gezahlt wurde, erhöhte sie vor der Reform die Nachfrage nach Mastkälbern. Als diese produktionsgebundene Prämie eingeschränkt oder eingestellt wurde, verschob sich die daraus abgeleitete Faktornachfragekurve aufgrund eines geringeren Wertgrenzproduktes eines zusätzlichen Kalbes nach unten. Falls die Grenzkosten der Kälberproduktion konstant blieben, fiel der Preis für Kälber. Daher wird eine negative Auswirkung der Entkopplung auf den Kälberpreis des betreffenden Landes erwartet.

<sup>3</sup> Die Variable  $pol_{FR}^I$  wird sowohl für französische als auch spanische Politik benutzt, da beide Länder eine identische Umsetzung vornahmen. Für 2008 und 2009 waren keine Tierzahlen verfügbar. Um jedoch perfekte Multikollinearität zu vermeiden, mußten die Tierzahlen für diese Jahre extrapoliert werden. Nähere Informationen zu diesem Vorgehen sind auf Anfrage von den Autoren erhältlich. Die geringen Werte für Frankreich, Spanien und die Niederlanden für 2005 sind bedingt durch eine leicht geringere prämiertenberechtigte Herdengröße.

## 2.2 Ausbruch der Blauzungenkrankheit

Nicht politikinduzierte Schocks können ebenfalls die Wechselbeziehungen von Märkten beeinflussen. In diesem Fall handelt es sich um eine Tierseuche in der Form einer saisonalen, nichtansteckenden Viruserkrankung von Wiederkäuern, die durch eine Mückenart übertragen wird und Maulgeschwüre und blaue Zungen hervorruft (CONRATHS ET AL., 2009). Aus dem subsaharischen Afrika stammend bewegte sich die Krankheit zunehmend nordwärts, bis sie zum ersten Mal im August 2006 in Mitteleuropa, d. h. im südwestlichen Teil der Niederlande, ausbrach<sup>4</sup>. Schnell verbreitete sie sich in die Nachbarländer und kam 2007 nach Großbritannien. Obwohl die Krankheit kaum zu Todesfällen unter Rindern führt, hatte sie auch für diesen Sektor erhebliche Konsequenzen. So reduziert sie die Milchmenge pro Kuh bis um die Hälfte und beeinträchtigt die Fruchtbarkeit der Kühe enorm.

Obwohl die Anzahl von Infektionen von Serotyp<sup>4</sup> 8 im Jahr 2006 gering blieb, bekam die Krankheit erhebliches Medieninteresse. Im August 2007 fand ein massiver Ausbruch in Deutschland, den Niederlanden und Frankreich statt (CONRATHS ET AL., 2009). In den Folgejahren gingen die Neuinfektionen in ersteren beiden Ländern aufgrund von Impfprogrammen stark zurück. Spanische Herden waren vor 2008 nur mit Serotyp 1 infiziert, jedoch wurden diese im Januar dieses Jahres von Serotyp 8 von Südwestfrankreich kommend erreicht.

Um die Verbreitung der BZ Krankheit in der EU zu verhindern, erließ die Kommission strenge Maßnahmen. Vor allem der Transport von Rindern, Schafen und Ziegen aus infizierten Regionen in noch nicht betroffene wurde unterbunden (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2007). Zusätzlich erließen verschiedene Länder nationale Importverbote, so z.B. Frankreich und Spanien für deutsche Exporte. Jedoch war der Handel zwischen Deutschland und den Niederlanden nicht eingeschränkt, da beide mit demselben Serotyp infiziert waren und keine Seite nationale Handelsbeschränkungen einführt. Im Allgemeinen ist von enormen temporären Auswirkungen dieser Beschränkungen auf die Handelsströme von Kälbern auszugehen.

## 3 Methodischer Ansatz

Nach dem Gesetz des Einheitlichen Preises (*law of one price* LOP) können sich die Preise für ein homogenes Gut zwischen zwei Märkten  $X$  und  $Y$  um höchstens die Kosten für den Handel  $\tau_i^{XY}$  (Transaktionskosten) zwischen diesen beiden Orten unterscheiden. Dieses Gesetz ist in der Fachliteratur auch als *spatial arbitrage condition* oder die *schwache Form des LOP* bekannt. Der Fall, dass die Preisdifferenz genau den Transaktionskosten entspricht, wird *starke Form des LOP* genannt:

$$p_i^Y - p_i^X = \tau_i^{XY} \quad (2)$$

wobei  $p_i^X$  und  $p_i^Y$  für die Preise eines homogenen Gutes stehen (FACKLER und GOODWIN, 2001) und  $t$  der Zeitindex ist. Diese Gleichgewichtsbedingung stellt ein langfristiges Konzept dar. Kurzfristig können die Preise aufgrund verschiedener Arten von exogenen Schocks vom Gleichgewicht abweichen. Im Fall eines Abweichens werden die Preise die Profitabilität von Handel signalisieren und Warenflüsse von den Überschuss- zu den Mangelmärkten auslösen und die Langfristbeziehung wiederherstellen.

Das ökonomische Konzept eines Langzeitgleichgewichtes kann im Rahmen der Kointegrationsanalyse empirisch untersucht werden, indem die Kointegrationsbeziehung als das Gleichgewicht interpretiert wird. Kurzfristig werden vorübergehende zufällige Abweichungen von der Beziehung beobachtet, die durch einen Residualterm quantifiziert werden. Da dieser stationär sein muss, falls ein Gleichgewicht existiert, wird sichergestellt, dass sich die Preisreihen

---

<sup>4</sup> Die Krankheit tritt in verschiedenen Versionen, sogenannten Serotypen, auf. Serotyp 8 wurde bei diesem ersten Ausbruch in nördlichen Breiten festgestellt und anschließend von weiteren Serotypen gefolgt wurde.

im Zeitablauf nicht zu weit voneinander wegbewegen. Im Umkehrschluss bedeutet das, dass die Preisreihen eine inhärente Tendenz zur Wiederherstellung des Gleichgewichts zeigen.

Wenn eine Anzahl von Preiszeitreihen kointegriert sind, kann dieses System von Preisen als Vektorfehlerkorrekturmodell (*vector error correction model* VECM) wie in (3) formuliert werden.

$$\Delta p_t = \alpha \beta' p_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t = \Pi p_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$p_t$  ist ein  $n$ -dimensionaler Vektor von Preisen für ein homogenes Gut in  $n$  räumlich verteilten Märkten und  $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ . Die Matrix  $\beta$  der Dimension  $n \times r$  enthält die Koeffizienten von  $r$  Linearkombinationen der Preise  $p_t$ , welche als stationäre Langzeitgleichgewichte der Preise interpretiert werden. Die so genannte Ladungsmatrix  $\alpha$  hat die Dimension  $n \times r$  und enthält die relativen Geschwindigkeiten, mit denen die Preisdifferenzen  $\Delta p_t$  auf Abweichungen von den Langzeitgleichgewichten reagieren. Diese kurzfristigen Abweichungen, die durch die erwähnten exogenen Schocks hervorgerufen werden, werden durch  $\beta' p_{t-1}$  quantifiziert. Die Matrix  $\alpha$  enthält somit den Teil der Veränderungen jedes der  $n$  Preise, die durch die Korrektur eines Anteils des  $j$ -ten,  $j = 1, \dots, r$ , Gleichgewichtsabweichung (Ungleichgewichtes) hervorgerufen wird (*speeds of adjustment*). Die  $n \times n$  Matrizen  $\Gamma_i$  enthalten die Einflüsse von Preisdifferenzen vorangegangener Perioden auf die gegenwärtigen Preisdifferenzen (*short-run dynamics*).  $\varepsilon_t$  stellt einen normalverteilten Weißes-Rauschen-Fehlerterm passender Dimension dar. Da die Beziehungen zwischen den vier Kälbermärkten komplex sind, wird hier einem multivariaten Ansatz der Vorzug gegeben, in dem alle vier Zeitreihen in einem Modell berücksichtigt werden. Somit wird die Gefahr von Verzerrungen der Ergebnisse aufgrund fälschlicherweise ausgelassener Variablen (*omitted variable bias*) vorgebeugt, der bivariate Kointegrationsanalysen allzu oft ausgesetzt sind.

Da die Literatur sehr uneinheitlich hinsichtlich der Definition der zu messenden Konzepte ist (FACKLER und GOODWIN, 2001), werden im Folgenden explizite Definitionen angeführt. Hier wird eine Definition von *Marktintegration* (MI) favorisiert, die der von GONZALEZ-RIVERA und HELFAND (2001: 576) sehr nahe kommt. Demnach ist eine Menge von  $n$  Märkten integriert, wenn sie das gleiche Gut handeln (Handelsflüsse stattfinden) und die gleiche langfristige Information teilen, d.h.  $r = n-1$  Kointegrationsbeziehungen zwischen ihnen bestehen (vgl. auch FACKLER und GOODWIN, 2001: 1005). Somit wird MI hier als eine dichotome Variable verstanden, da beide Bedingungen entweder erfüllt oder nicht erfüllt sein können.

*Preistransmission* (PT) wird im Gegensatz dazu als graduelle Variable verstanden, die sowohl eine Langfrist- als auch eine Kurzfristdimension besitzt. Die langfristige Dimension wird durch die Koeffizienten der Kointegrationsmatrix  $\beta$  quantifiziert<sup>5</sup>. Je näher die Koeffizienten an Null sind, umso schwächer ist die langfristige PT. Im Spezialfall, dass ein Koeffizient nicht statistisch von 1 abweicht, spricht man von perfekter PT, d. h. dass eine relative Änderung eines Preises langfristig zu einer relativen Änderung gleichen Ausmaßes des anderen führt. Die kurzfristige Dimension von PT wird mittels der Ladungsmatrix  $\alpha$  gemessen. Deren Elemente messen die Größenordnung, mit der Ungleichgewichte durch die Preise von Periode zu Periode korrigiert werden, d.h. die Anpassungsgeschwindigkeit der Preise als Reaktion auf einen Schock. Das Vorzeichen jedes Parameters signalisiert die Richtung der Preisreaktion. Normalerweise bewegt sich die Größe diese Koeffizienten zwischen -1 und 1. Jedes der drei Konzepte beschreibt einen Aspekt von räumlichen Wechselbeziehungen von Märkten.

<sup>5</sup> Falls logarithmierte Daten verwendet werden, wie auch in dieser Analyse, können diese Parameter als langfristige Preistransmissionselastizitäten interpretiert werden.



## 4 Ergebnisse

### 4.1 Zeitreiheneigenschaften und Modellspezifikation

Die Gegenwart von Strukturbrüchen in den univariaten Zeitreihen oder den Kointegrationsbeziehungen stellt eine Herausforderung für die ökonometrische Analyse dar, da sie in beiden Fällen statistische Eigenschaften von Standardtests beeinträchtigen (APARICIO ET AL., 2006; GREGORY und HANSEN, 1996). Um gültige Inferenz hinsichtlich der Zeitreiheneigenschaften zu gewährleisten, wird im ersten Schritt ein sogenannter *forward backward range unit root test* (FB-RUR) angewendet (APARICIO ET AL., 2006). Dabei handelt es sich um einen nichtparametrischen Einheitswurzeltest, der robust gegen häufig anzutreffende Datenprobleme, wie z.B. Ausreißer oder Strukturbrüche, ist. Die Teststatistik hat für DE, ES, FR und NL die Werte 1,947, 2,433, 2,839 bzw. 1,379. Nur für die holländische Preisreihe muss die Nullhypothese einer Einheitswurzel zum 5%-Niveau abgelehnt werden, da die Teststatistik kleiner als der kritische Wert 1,866 ist. Wir folgen jedoch JUSELIUS (2008: 20), die in einem solchen Fall empfiehlt, die entsprechende Zeitreihe trotzdem als nichtstationär zu betrachten. Demnach werden alle vier Zeitreihen als nichtstationär betrachtet.

Das anschließende Testen der Kointegration gestaltet sich ebenso anspruchsvoll, da das Auftreten der BZ-Krankheit Strukturbrüche verursacht haben könnte. Unseres Wissens, sind derzeit keine theoretischen Ergebnisse für statistische Eigenschaften von Kointegrationstests verfügbar, die zusätzliche deterministische Variablen (die Politikvariablen) in den Kointegrationsbeziehungen zulassen und Zeitpunkte von Strukturbrüchen im multivariaten<sup>6</sup> Rahmen ermöglichen. Daher schlagen wir das folgende Vorgehen vor. Zuerst wird mittels des Tests von SAIKKONEN und LÜTKEPOHL (2000) die Anzahl von Kointegrationsbeziehungen festgestellt<sup>7</sup>. Der Test weist klar auf  $n - 1 = 3$  Beziehungen hin<sup>8</sup>. Somit sind alle Kointegrationsbeziehungen bivariat und das aus vier Variablen bestehende System folgt nur einem stochastischen Trend.

Anschließend wird der Test von GREGORY und HANSEN (1996) verwendet, um das Vorkommen und den Zeitpunkt eines Strukturbruches festzustellen. Da alle vier Preise zu einem System gehören, wird der Test auf die Konstante in der Kointegrationsbeziehung, die alle vier Preise berücksichtigt, angewandt. Die entsprechende ADF\*-Statistik nimmt in Woche 35 des Jahres 2007 einen Wert von -5.29 an, der kleiner als der kritische Wert zum 5%-Niveau ist. Dieses Datum entspricht dem massiven Ausbruch des Serotyps 8 der BZ-Krankheit in der EU. Somit wird eine Platzhaltervariable  $d_{AUG07}$  in den Kointegrationsbeziehungen berücksichtigt, die den Wert 1 ab Woche 35/2007 annimmt und sonst den Wert 0 hat.

Basierend auf den obigen Überlegungen enthält die endgültige Version des zu schätzenden VECM (3) eine Reihe zusätzlicher Variablen. In den Kointegrationsbeziehungen werden eine Konstante, ein Trend und die drei Politikvariablen  $pol_{DE}$ ,  $pol_{FR}$  und  $pol_{NL}$  berücksichtigt. Das Modell wird mit  $k=2$  Lags entsprechend der Modellauswahl auf Basis des Akaike Informationskriteriums geschätzt. Eine Platzhaltervariable für das Jahr 2003 außerhalb der Kointegrationsbeziehungen quantifiziert eine Reihe außergewöhnlicher Einflüsse auf die europäischen Kälbermärkte, wie z. B. die europäische Erweiterung Anfang 2004 oder die verzögerte Reaktion der Kälbermärkte auf Produktionsanreize aufgrund hoher Milchpreise im Jahr 2002. Abbildung 8 deutet darüber hinaus auf ausgeprägte Saisonalitäten hin. Ein Likelihood-Ratio Test zeigt an, dass 52 wöchentliche Platzhaltervariablen  $D_j$ , die auch außerhalb der Kointegra-

<sup>6</sup> Multivariat meint im Gegensatz zu bivariat mehr als zwei Variablen.

<sup>7</sup> Der Test ist in diesem Fall dem Johansen-Spur-Test (Johansen, 1995) vorzuziehen, da er im Gegensatz zu diesem robust gegen Strukturbrüche in den Konstanten der Kointegrationsbeziehungen ist.

<sup>8</sup> Die p-Werte für die Nullhypothesen, daß der Rang von  $\Pi$  in (3) kleiner/ gleich 0, 1 bzw. 2 ist, sind <0,001, 0,001 bzw. 0,022. Für die Nullhypothese, daß der Rang kleiner/ gleich 3 ist, beträgt der p-Wert 0,455.

tionsbeziehungen berücksichtigt werden, die sachgerechteste Modellierung gestatten. Das endgültige VECM stellt sich somit dar als:

$$\Delta p_t = \alpha\beta(p'_{t-1}, const, trend, pol_{DE}, pol_{FR}, pol_{NL}, d_{AUG07})' + \sum_{i=1}^2 \Gamma_i \Delta p_{t-i} + \pi d_{2003} + \sum_{j=1}^{52} \Lambda_j D_j + \varepsilon_t. \quad (4)$$

### 4.3 Ergebnisse des VECM

Das multivariate VECM (4) wird mittels der Johansenmethode geschätzt. Anschließend wird das Modell mit einer Reihe von Einschränkungen hinsichtlich der Parameter geschätzt, die aus den oben skizzierten theoretischen Erwartungen abgeleitet wurden. Dabei dient das unbeschränkte Modell (4) als Grundlage für verschiedene Spezifikationstests.

Die Entkopplung in Deutschland sollte keinen Einfluss auf die Beziehungen ES-NL und FR-NL haben. Jedoch wird der Ausschluss der deutschen Politikvariable aus ES-NL mit einem p-Wert von  $< 0,001$  abgelehnt. Die französische/ spanische Politik sollte keine Rolle für DE-NL spielen, was durch einen p-Wert von 0,133 gestützt wird. Außerdem sollte der BZ-Ausbruch 2007 keinen Einfluss auf die Beziehung DE-NL haben, da beide Staaten zu Schutzzonen desselben Serotyps gehörten. Diese Hypothese wird durch einen p-Wert von 0,153 gestützt.

Darüber hinaus werden 28 Parameter sowohl der Ladungsmatrix  $\alpha$  als auch der  $\Gamma_i$ -Matrizen als von der Schätzung ausschließbar, da gemeinsam nicht signifikant von Null abweichend, durch *sequential elimination* (LÜTKEPOHL und KRÄTZIG, 2004: 123) identifiziert<sup>9</sup>. Elf Beobachtungen werden nach dem Kriterium  $|\hat{\varepsilon}_t| > 3.3\hat{\sigma}_{\varepsilon}$  als Ausreißer identifiziert und mit entsprechenden Platzhaltervariablen versehen. Fehlspezifikationstests zeigen, dass diese endgültige beschränkte Modellspezifikation den datenerzeugenden Prozess adäquat beschreibt<sup>10</sup>.

## 5 Interpretation

Tabelle 2 enthält die Schätzwerte der Kointegrationsbeziehungen des endgültigen VECM (4) mit den oben genannten Beschränkungen und der Berücksichtigung der Ausreißer. Die Koeffizienten von NL in der zweiten Spalte repräsentieren die Preistransmissionselastizitäten. Das LOP in seiner starken Form, d. h. perfekte langfristige PT, kann in den Beziehungen des holländischen zum französischen bzw. spanischen Preis gefunden werden<sup>11</sup>. Einzig die Elastizität des niederländischen in Bezug auf den deutschen Preis kann nicht auf 1 beschränkt werden, jedoch kommt der geschätzte Parameter diesem Wert sehr nah.

**Tabelle 12: Geschätzte Kointegrationsbeziehungen des beschränkten Modells**

	NL	Konstante	Trend	$pol_{DE}$	$pol_{FR}$	$pol_{NL}$	$d_{AUG07}$
DE	1,173***	-0,932***	0,002***	-0,0007**	-	-0,006**	-
ES	1,000	0,349***	0,002***	-0,0022***	-0,009**	0,023*	-0,135***
FR	1,000	0,116	>-0,001	-	-0,013***	0,039***	0,014

Quelle: Eigene Berechnungen.

Hinweis: \*, \*\* und \*\*\* bedeuten Signifikanz zum 10%, 5% bzw. 1%-Niveau. Die Tabelle ist so zu lesen, dass die Preise der ersten Spalte jeweils eine Funktion der Variablen der verbleibenden Spalten sind.

Die Größen der anderen geschätzten Parameter erscheinen ebenfalls plausibel. Die Koeffizienten der drei Politikvariablen drücken die durchschnittliche Änderung des Preises in der

<sup>9</sup> Ein entsprechender Likelihood-Ratio Test kann diese 28 Beschränkungen nicht ablehnen (p-Wert 0,246).

<sup>10</sup> Die Testergebnisse können auf Anfrage von den Verfassern erhalten werden.

<sup>11</sup> Der p-Wert des entsprechenden Waldtestes beläuft sich auf 0,11.

ersten Spalte in Reaktion auf einen Prozentpunkt höhere Entkopplung aus. Die Entkopplung in Deutschland und Frankreich/Spanien mündete in signifikanten Preissenkungen. So führt beispielsweise eine um 10 Prozentpunkte höhere Entkopplung in Deutschland zu einem signifikanten erwarteten Rückgang des deutschen Kälberpreises von 0,7%.

Die geschätzten Koeffizienten der BZ-Platzhaltervariablen haben plausible Größe. Der massive Ausbruch der Krankheit im August 2007 mit den anschließenden Handelseinschränkungen hatte demnach zumindest für das Paar Spanien-Niederlande einen signifikanten Einfluss auf die räumlichen Preisbeziehungen. Offensichtlich führte dieses Ereignis zu einer fast vierzehnpromzentigen Preisreduktion in Spanien. Die Platzhaltervariable ist jedoch in der französisch-niederländischen Beziehung nicht signifikant. Da beide Länder von Serotyp 8 infiziert waren, traten keine Handelsbeschränkungen der EU in Kraft (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2007).

Tabelle 13 enthält die geschätzten Anpassungsgeschwindigkeiten der Ladungsmatrix  $\alpha$  des endgültigen Modells. Diese Schätzwerte quantifizieren die Stärke der Reaktion der nationalen Preise auf Abweichungen von den Langzeitgleichgewichten. Die Koeffizienten besitzen die erwarteten Vorzeichen, sind signifikant und besitzen plausible Größe. Der holländische Preis ist schwach exogen in den Beziehungen DE-NL und FR-NL, d.h. er reagiert nicht auf diese Ungleichgewichte. In mehreren Fällen zeigen Preise, die nicht Teil einer Kointegrationsbeziehung sind, signifikante Reaktionen auf Abweichungen dem entsprechenden Preisgleichgewicht. So reagiert beispielsweise der französische Preis signifikant auf Ungleichgewichte in der Langfristbeziehung DE-NL. Dies unterstreicht, dass der gewählte multivariate Ansatz in der Tat angemessen ist, da im Falle von nur bivariaten Betrachtungen eine Reihe wichtiger, d.h. signifikanter, Variablen ausgelassen werden würde.

**Tabelle 13: Geschätzte Anpassungsparameter des beschränkten Modells**

Gleichgewichts- Beziehung	DE-NL		ES-NL		FR-NL	
DE	-0,077***	[8,7]	-		0,062***	[10,8]
ES	0,062***	[10,8]	-0,101***	[6,5]	-	
FR	0,102***	[6,5]	-		-0,128***	[5,1]
NL	-		0,134***	[4,8]	-	

Quelle: Eigene Berechnungen.

Hinweis: \*, \*\* und \*\*\* bedeuten Signifikanz zum 10%, 5% bzw. 1%-Niveau. Die eckigen Klammern enthalten die entsprechenden Halbwertszeiten (engl. *half lives*), die die Anzahl von Wochen quantifizieren, die nötig sind, um c.p. 50% eines Ungleichgewichts zu korrigieren.

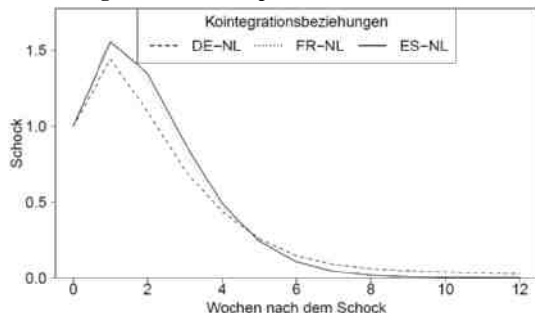
Im Allgemeinen zeigen die Preise rasche Reaktionen auf Ungleichgewichte. Die französischen und niederländischen Preise reagieren am stärksten. Die Hälfte eines Schocks wird innerhalb von 5 bis 6,5 Wochen korrigiert. Spanische und besonders deutsche Preise reagieren wesentlich langsamer, sie verfügen über Halbwertszeiten von bis zu 11 Wochen. Der französische Preis reagiert also nicht nur langfristig empfindlich auf Politikänderungen, sondern zeigt kurzfristig ähnlich starke Reaktionen auf Ungleichgewichte. Die Anpassungsgeschwindigkeiten variieren zwischen 6% und 13% der Gleichgewichtsabweichungen. Somit werden 50% eines Schocks selbst im Falle der langsamsten Reaktion innerhalb von 11 Wochen, d. h. weniger als 3 Monaten korrigiert. Daraus lässt sich schließen, dass die PT zwischen den vier untersuchten Kälbermärkten nicht nur langfristig, sondern auch kurzfristig hoch ist.

## 5.1 Dynamische Analyse

Eine oft angewandte Methode zur Untersuchung der Dynamiken des Preissystems stellen Impulse-Response-Funktionen dar. Jedoch weist dieser Ansatz eine Reihe von Schwächen im multivariaten Kontext auf (PESARAN und SHIN, 1996). Unter anderem sind die geschätzten Funktionen nicht eindeutig, da sie u. a. von der Reihenfolge der Variablen abhängen. LEE und PESARAN (1993) schlagen eine Alternative vor, die diese Schwächen behebt. Sie schätzt den

Einfluß systemweiter Schocks auf die Kointegrationsbeziehungen über die Zeit. Sie nennen derartige systemweite Impulse-Response-Funktionen *Persistenzprofile*, die die skalierte Differenz der bedingten Varianz zwischen den Vorhersagen für  $n$  und  $n-1$  Perioden messen (PESARAN und SHIN, 1996). Sie sind Funktionen von sämtlichen in (4) geschätzten Parametern außer den Konstanten, Trends und Platzhaltervariablen der Kointegrationsbeziehungen. Abbildung 9 zeigt die geschätzten Persistenzprofile der endgültigen Version des beschränkten VECM.

**Abbildung 9: Persistenzprofile des beschränkten Modells**



Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Zeitprofile der drei Kointegrationsbeziehungen erscheinen sehr ähnlich. Nachdem in der ersten Woche nach dem Schock ein beachtliches Überschießen stattfindet, das auf vorübergehend verstärktes Ungleichgewicht hinweist, konvergieren die Profile danach schnell gegen Null. Nach nur vier Wochen werden mehr als die Hälfte eines Schocks in das System der Kointegrationsbeziehungen absorbiert. Dieses Ergebnis stützt den oben gewonnenen Eindruck der engen Wechselbeziehungen der vier untersuchten Kälbermärkte und der raschen Reaktion der Preise auf exogene Schocks.

## 5.2 Szenarien

In diesem Abschnitt werden auf Grundlage der obigen Schätzergebnisse Szenarien berechnet, die die Auswirkungen der Politikmaßnahmen auf das System von Preisen verdeutlichen. Die Szenarien vergleichen die erwarteten Gleichgewichtspreise resultierend aus den tatsächlich angewandten Reformmaßnahmen mit Gleichgewichtspreisen hypothetischer Politikentscheidungen<sup>12</sup>. Obwohl die Gleichgewichtspreise für die paarweisen Kointegrationsbeziehungen des beschränkten Modells berechnet werden, muss bei der Interpretation berücksichtigt werden, dass die Parameter in einem multivariaten System von vier Variablen geschätzt wurden. Sie beinhalten somit nicht nur die Effekte der nationalen Politik auf den nationalen Preis, sondern auch die Auswirkungen aller anderen berücksichtigten Politiken. Damit kann die Veränderung eines Gleichgewichtspreises nicht als die alleinige Konsequenz der nationalen Entkopplungspolitik verstanden werden, sondern sie reflektiert auch die anderen Politiken, die in dem System von Preisen indirekt wirken.

Szenario I untersucht die Auswirkungen der gewählten Politiken für den 1. Januar 2005 indem die tatsächliche Politik mit einer wesentlich konservativeren verglichen wird, die annimmt, dass kein Land zu diesem Datum liberalisiert hat. Doch tatsächlich hatte Deutschland die liberalste Entscheidung getroffen und zu diesem Datum schon vollständig entkoppelt. Tabelle 14 verdeutlicht, dass die erhöhte Entkopplung den erwarteten verringernden Effekt

<sup>12</sup> Um in der Wahl der tatsächlichen Preise nicht arbiträr zu sein, basieren beide Szenarien auf dem zwölfwöchigen niederländischen Durchschnittspreis vor dem entsprechenden Datum.

auf den Gleichgewichtspreis jedes Landes hatte. Die tatsächlichen Politikvariablen sind größer als die hypothetischen. Der Gleichgewichtspreis (A) ist in jedem Fall geringer als (B) im hypothetischen Fall. Der französische Preis erscheint vom tatsächlichen Politikrahmen am geringsten betroffen zu sein, der deutsche Preis wäre ohne Entkopplung 8% höher gewesen. Der spanische Gleichgewichtspreis wäre sogar um etwa 30% höher gewesen, wenn keines der Länder entkoppelt hätte.

**Tabelle 14: Szenario I – Vollständig gekoppelte Zahlungen am 1. Januar 2005**

	Land	DE	FR	ES	NL
	Beob. Preis (€/Tier)	200	246	196	145
Tatsächlicher Politikrahmen	Politikvariable	100	7,5	7,5	1,6
	Gleichgewichtspreis (A)	151	156	198	-
Szenario I	Politikvariable	0	0	0	0
	Gleichgewichtspreis (B)	163	162	254	-
	Verhältnis (B) : (A)	1,08	1,04	1,28	-

Quelle: Eigene Berechnungen.

Das Szenario II vergleicht die protektivste mögliche Politikwahl mit der tatsächlichen am 1. Januar 2007, was das letztmögliche Datum für die Einführung der Entkopplung durch die Mitgliedsstaaten war. Bis auf die Niederlande hatten sich alle Länder für eine recht liberale Politik entschieden. Der hypothetische Fall nimmt an, dass noch 75% der Zahlungen gekoppelt belassen wurden, was etwas der Politikentscheidung der Niederlande zu diesem Datum entspricht. In Tabelle 5 wird ersichtlich, dass die Auswirkungen der Entkopplung wesentlich stärker waren als zwei Jahre zuvor. Die Gleichgewichtspreise wären wesentlich höher gewesen, wenn diese konservativere Politik umgesetzt worden wäre<sup>13</sup>. Der deutsche Preis zeigt sich vergleichsweise unbeeindruckt im Gegensatz zu den französischen und spanischen.

**Tabelle 15: Szenario II – Protektivster Politikrahmen am 1. Januar 2007**

	Land	DE	FR	ES	NL
	Beob. Preis (€/Tier)	235	254	206	143
Tatsächlicher Politikrahmen	Politikvariable	100	78	78	24
	Gleichgewichtspreis (C)	164	144	227	-
Szenario II	Politikvariable	25	25	25	25
	Gleichgewichtspreis (D)	171	304	434	-
	Verhältnis (D) : (C)	1,04	2,12	1,91	-

Quelle: Eigene Berechnungen.

## 6 Schlussfolgerungen

Im Rahmen der 2003 Fischlerreformen der Gemeinsamen Agrarpolitik der EU wurde die Entkopplung von Subventionen von der Produktion eingeführt, die den Mitgliedsstaaten beträchtliche Flexibilität einräumte. Die Kälbermärkte der EU waren nicht nur dieser strukturellen Änderung der Politik ausgesetzt, sondern wurden darüber hinaus von einer folgenreichen Tierseuche, der Blauzungenkrankheit, heimgesucht. Sie brach im August 2006 zum ersten Mal in nördlichen Breiten aus und rief im August 2007 eine massive Zahl von Neuinfektionen hervor. Als Reaktion erließ die Europäische Kommission umfangreiche Handelsbeschränkungen, die erheblichen Einfluss auf die europäischen Rindermärkte hatten.

<sup>13</sup> Auf dem ersten Blick scheint der spanische Gleichgewichtspreis wie auch die Marge zwischen dem deutschen und spanischen Preisen unrealistisch hoch zu sein. Man muss jedoch berücksichtigen, dass diese Gleichgewichtspreise sich quasi nie empirisch einstellen werden. Basierend auf den geschätzten Gleichgewichtsabweichungen für ES-NL kann der tatsächlich beobachtete Preis plausibel in der Größenordnung von 300€/Tier liegen.

In dieser Analyse wird der Einfluss dieser Faktoren auf die langfristigen Preistransmission anhand vier europäischer Kälbermärkte untersucht. Der Datensatz umfasst wöchentliche Preise junger Kälber in Deutschland, Frankreich, den Niederlanden und Spanien zwischen 2003 und 2009. Ein nichtparametrischer Einheitswurzeltest und ein multivariates Vektorfehlerkorrekturmodell werden u. a. verwendet. Die Märkte stellen sich als integriert heraus. Die langfristige Preistransmission wurde signifikant vom Grad der entkoppelten Zahlungen beeinflusst. Der massive Ausbruch der Blauzungenkrankheit spielte eine signifikante Rolle im Langfristpreisgleichgewicht zwischen Spanien und den Niederlanden. Die Preistransmission ist sowohl lang- als auch kurzfristig sehr stark, was durch die dynamische Analyse mittels Persistenzprofilen bestätigt wird. Innerhalb von weniger als vier Wochen werden mehr als die Hälfte eines Schocks vom Preissystem absorbiert. Demzufolge sind die vier untersuchten Kälbermärkte eng miteinander verbunden, nehmen exogene Preisschocks schnell in sich auf und gehören zu einem gemeinsamen europäischen Markt. Zwei hypothetische Szenarien ergänzen die Schätzergebnisse und demonstrieren den preissenkenden Effekt der Entkopplung auf die Langfristgleichgewichtspreise in allen vier Ländern.

Die engen Wechselbeziehungen zwischen den untersuchten Kälbermärkten stellt ein interessantes Beispiel gegen mitgliederspezifische Politikreformen in einem gemeinsamen Markt dar. Die Entscheidung europäischer Agrarminister, von der anfänglich von der Kommission vorgeschlagenen einheitlichen Umsetzung abzuweichen, führte zu Preis- und Mengeneffekten im Gemeinsamen Markt. Zusätzlich anfallende Kosten für solche Heterogenität müssen in zukünftigen Verhandlungen der scheinbaren Notwendigkeit von Zugeständnissen an die Mitgliedsstaaten gegenübergestellt werden.

Dieser Artikel stellt eine *ex post* Evaluierung eines wichtigen Reformschrittes der Gemeinsamen Agrarpolitik dar. Es handelt sich um eine empirische Analyse mittels ökonomischer Modelle, die mit nur einer geringen Zahl von Annahmen auskommt. Mittels moderner Verfahren wird eine quantitative Analyse der theoretisch erwarteten Auswirkungen der Reform auf innereuropäische Faktormärkte am Beispiel des Kälbermarktes vorgenommen. Um belastbare methodische Ergebnisse sicherzustellen, die auf Basis eines ausreichend umfangreichen Datensatz gewonnen wurden, können solche Untersuchungen nur mit mehrjähriger Verzögerung durchgeführt werden. Dies kann bedeuten, dass die aktuellen politischen Entwicklungen unter Umständen sich schon beachtlich von den untersuchten zurückliegenden Maßnahmen entfernt oder sich entsprechend weiterentwickelt haben, so dass die gewonnenen Einsichten nur bedingt nützlich für die Gestaltung oder Anpassung gegenwärtige Fragestellungen sein können. Dies weist auf den Konflikt zwischen fundierter Analyse von Politikauswirkungen auf der einen Seite (z.B. OECD, 2006) und „zeit- und bedarfsgerechter Verfügbarkeit für Politikprozesse“ (WILSTACKE, 2010), auf der anderen Seite hin. Um die tatsächlichen Auswirkungen politischer Maßnahmen - ohne das Treffen einer Reihe von Annahmen hinsichtlich des Verhaltens der Markt- und Politikakteure - fundiert untersuchen zu können, kann eine zum Teil mehrjährige zeitliche Verzögerung nötig sein, um genügend empirische Evidenz in Form von Daten dafür zur Verfügung zu haben. In einem Kontext hoher Komplexität, wie dem behandelten, ist es außerdem möglich, dass das methodische Werkzeug, das zur empirischen Analyse herangezogen werden sollte, teilweise noch nicht ausreichend entwickelt ist, da die Komplexität der Empirie zu ungleich größeren theoretischen Herausforderungen führen kann.

## Literatur

APARICIO, F., ESCRIBANO, A. und A. SIPOLS (2006): Range Unit-root (RUR) Tests: Robust against Nonlinearities, Error Distributions, Structural Breaks and Outliers. In: *Journal of Time Series Analysis* 27: 545-576.

- CONRATHS, F.J., GETHMANN, J.M., STAUBACH, C., METTENLEITER, T.C., BEER, M. und B. HOFFMANN (2009): Epidemiology of Bluetongue Virus Serotype 8, Germany. In: *Emerging Infectious Diseases* 15(3): 433-435.
- Europäische Kommission (2000): Council Directive 2000/75/EC. Verfügbar auf: <http://eur-lex.europa.eu/>. Zugriff im Mai 2009.
- Europäische Kommission (2002): Commission Regulation (EC) No 2273/2002. Verfügbar auf: <http://eur-lex.europa.eu/>. Zugriff im Mai 2009.
- Europäische Kommission (2007): Commission Regulation (EC) No 1266/2007. Verfügbar auf: <http://eur-lex.europa.eu/>. Zugriff im Mai 2009.
- Europäische Kommission (2009a): Directorate General Agriculture, beef and veal, market prices for live animals. Verfügbar auf: <http://ec.europa.eu/agriculture/markets/beef/privi/index.htm>. Zugriff im Mai 2009.
- Europäische Kommission (2009b): Economic data on the implementation of the common agricultural policy. Verfügbar auf: [http://ec.europa.eu/agriculture/agrista/2008/table\\_en/en361.htm](http://ec.europa.eu/agriculture/agrista/2008/table_en/en361.htm), Tabellen 3.6.1.10, 3.6.1.11 und 3.6.1.12. Zugriff im Mai 2009.
- FAKLER, P.L. und B.K. GOODWIN (2001): Spatial Price Analysis. In: B. Gardner and G. Rausser (Hrsg.): *Handbook of Agricultural Economics*, Band 1, Elsevier, Amsterdam: 971-1024.
- GONZALEZ-RIVERA, G. und S.M. HELFAND (2001): The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83: 576-592.
- GORDON, D.V., HOBBS, J.E. und W.A. KERR (1993): A Test for Price Integration in the EC Lamb Market. In: *Journal of Agricultural Economics* 44: 126-134.
- GREGORY, A.W. und B.E. HANSEN (1996): Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. In: *Journal of Econometrics* 70: 99-126.
- JUSELIUS, K. (2008): *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press, New York.
- LEE, K.C. und M.H. PESARAN (1993): Persistence Profiles and Business Cycle Fluctuations in a Disaggregated Model of UK Output Growth. In: *Ricerca Economica* 47: 293-322.
- LÜTKEPOHL, H. und M. KRÄTZIG (2004): *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- OECD (2006): Policy Brief 'Decoupling Agricultural Support from Production'. OECD, Paris.
- PESARAN, M.H. und Y. SHIN (1996). Cointegration and Speed of Convergence to Equilibrium. In: *Journal of Econometrics* 71: 117-143.
- R Development Core Team (2008): R - A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Stat. Computing, Wien. Verfügbar auf: [www.r-project.org](http://www.r-project.org). Zugriff im Mai 2008.
- SAIKKONEN, P. und H. LÜTKEPOHL (2000): Testing for the Cointegration Rank of a VAR Process with Structural Shifts. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 18: 451-464.
- SERRA, T., GIL, J.M. und B.K. GOODWIN (2006): Local Polynomial Fitting of Spatial Price Relationships: Price Transmission in EU Pork Markets. In: *European Review of Agricultural Economics* 33: 415-436.
- WILSTACKE, L. (2010): Erwartungen, Erfahrungen und Empfehlungen der Nutzer wissenschaftlicher Politikanalyse. Plenarvortrag anlässlich der 50. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus am vTI, Braunschweig. September 2010.
- ZANIAS, G. P. (1993): Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets. In: *Journal of Agricultural Economics* 44: 418-427.
- ZMP (2009a): Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle. Infografik 2009/416, Kälberhandel in Europa 2008. ZMP, Bonn.
- ZMP (2009b): Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle. Presseerklärung: Probleme im Kälberhandel, 18.02.2009. Verfügbar auf: <http://www.agrimarkt.de/infos/zmp/agrarmaerkte/fleisch/>. Zugriff im April 2009.