



**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.*

---

Holst, C., Cramon-Taubadel, S.: Preistransmission entlang deutscher Wertschöpfungsketten für Nahrungsmittel. In: Bahrs, E., Becker, T., Birner, R., Brockmeier, M., Dabbert, S., Doluschitz, R., Grethe, H., Lippert, C., Thiele, E.: Herausforderung des globalen Wandels für Agrarentwicklung und Ernährung. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 48, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2013), S. 217-228.

---



## **PREISTRANSMISSION ENTLANG DEUTSCHER WERTSCHÖPFUNGSKETTEN FÜR NAHRUNGSMITTEL**

*Carsten Holst, Stephan von Cramon-Taubadel<sup>1</sup>*

### **Zusammenfassung**

Auf den Weltmärkten verschiedener landwirtschaftlicher Produkte sind seit 2007 volatilere und höhere Preise festzustellen. Deren Auswirkungen auf die innereuropäischen Preise für Agrarerzeugnisse und Lebensmittel sollen im Rahmen des europäischen Verbundforschungsvorhabens „Transparency of Food Pricing“ analysiert werden. In einem Teilprojekt wird die Preistransmission entlang verschiedener Wertschöpfungsketten in ausgewählten Ländern unter Verwendung von einfachen Fehler-Korrektur-Modellen untersucht. Empirische Ergebnisse für Deutschland weisen darauf hin, dass die Großhandels- und Endverbraucherpreise für Schweinefleischprodukte eher den Entwicklungen der jeweiligen Erzeugerpreise folgen, während der Erzeugerpreis für Milch stark durch die Börsennotierungen für verarbeitete Produkte wie Butter und Milchpulver beeinflusst wird.

### **Schlüsselwörter**

Vertikale Preistransmission, Schweinefleischprodukte, Molkereiprodukte, Deutschland

### **1 Das EU-Projekt „Transparency of Food Pricing“**

Für die Weltmarktpreise verschiedener Nahrungsmittel sind seit 2007 deutlich größere Schwankungen zu beobachten als in den Jahrzehnten zuvor. Der FAO Food Price Index gewichtet dabei die Preisbeobachtungen mit den internationalen Warenströmen der berücksichtigten Produktkategorien. Während der Preisanstieg von Fleischprodukten zwar vergleichsweise moderat ausgefallen ist, sind neben stärkeren Preisschwankungen auch deutlich höhere Preise für Getreide- und Milchprodukte sowie Öle, Fette und Zucker zu beobachten (FAO, 2011).

Im Rahmen des Projekts „Transparency of Food Pricing“ (TRANSFOP), finanziell durch das 7. Forschungsrahmenprogramm der Europäischen Union gefördert, wird der Einfluss dieser steigenden und volatileren Weltmarktpreise auf die heimischen Erzeuger- und Verbraucherpreise untersucht. Das Teilprojekt „Price Transmission – New Insights“ konzentriert sich dabei auf die vertikale Preistransmission entlang von Wertschöpfungsketten, wobei länder- und produktspezifische Unterschiede in einem anschließenden Vergleich herausgearbeitet werden sollen.

Bei der Auswahl der zu untersuchenden EU-Staaten und Nahrungsmittelprodukte finden die Herkunft der beteiligten Projektpartner sowie die ökonomische Relevanz der Produkte für die Erzeugung und den Konsum in den ausgewählten Ländern Berücksichtigung. Als zu untersuchende Wertschöpfungsketten/Produkte sind Rindfleisch, Schweinefleisch, Milch/produkte, Weizen/-mehl, Tomaten und Oliven/-öl festgelegt worden, wobei jeweils Erzeuger-, Großhandels- und Endverbraucherpreise – sofern in den betrachteten Ländern vorhanden – zur Analyse der Preistransmissionsbeziehungen herangezogen werden, um spezifische Aussagen zum Verhalten der einzelnen Akteure bezüglich ihrer Preisweitergabe entlang der Wertschöpfungskette zu erhalten. Von besonderem Interesse sind in diesem Zusammenhang die Fragen, in welchem kausalen Zusammenhang die Preiszeitreihen zueinander stehen, mit

---

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

welcher Geschwindigkeit die Preistransmission stattfindet und ob sich asymmetrisches Preis-anpassungsverhalten beobachten lässt.

## **2 Wertschöpfungsketten für Schweinefleisch und Milchprodukte in Deutschland**

Im Rahmen dieses Beitrages liegt der Fokus auf der Betrachtung der Wertschöpfungsketten für Schweinefleisch und Milchprodukte in Deutschland. Eine zunehmende Konzentration ist auf allen Stufen der beiden Wertschöpfungsketten zu beobachten. Den 32.900 schweinehaltenden und 91.600 milchviehhaltenden Betrieben im Jahr 2010 (BMELV, 2011) standen vielfach nur in begrenztem Maße Vermarktungsalternativen zur Verfügung. Während 2009 auf die sechs größten milchverarbeitenden Unternehmen ca. 30,6 Prozent der angelieferten Milchmenge in Deutschland entfielen (BLE, 2010), wurden 2010 mehr als 60 Prozent aller Schweine von lediglich nur vier Unternehmen geschlachtet (ISN, 2011). Auch wenn die Ausweichmöglichkeiten für die Milchvermarktung in bestimmten Regionen Deutschlands deutlich eingeschränkt sind, haben Molkereifusionen in der Vergangenheit noch nicht zu einer Marktbeherrschung geführt (BUNDESKARTELLAMT, 2012), wohingegen Ende 2011 ein Zusammenschluss von Schlachtunternehmen wegen wettbewerbsrechtlicher Bedenken untersagt worden ist (BUNDESKARTELLAMT, 2011). Im europäischen Vergleich lassen sich in nur wenigen Staaten deutlich stärkere Marktkonzentrationen auf der Ebene der Verarbeitungsunternehmen feststellen (beispielsweise in Dänemark und den Niederlande), während vor allem viele mittel- und osteuropäische Mitgliedsländer noch weit von derartigen Größenstrukturen entfernt sind.

Hierzulande steht die doch recht konzentrierte Wertschöpfungskettenstufe der verarbeitenden Industrie einem noch konzentrierteren Lebensmitteleinzelhandel gegenüber, weil die vier größten Konzerne zusammen 85 Prozent des Marktanteils in Deutschland auf sich vereinen. Die mögliche Nachfragemacht durch weitere Zusammenschlüsse wird auch auf dieser Ebene regelmäßig durch das Bundeskartellamt geprüft (VON SCHLIPPENBACH und PAWEL, 2011).

Während die Preise entlang der verschiedenen Wertschöpfungsketten bei den Übergängen zwischen den landwirtschaftlichen Erzeugern, den verarbeitenden Unternehmen sowie dem Lebensmitteleinzelhandel durch gemeinsame Verhandlungen erzielt werden, wird der Endverbraucherpreis an der Ladentheke durch das Handelsunternehmen einseitig festgelegt (HELLBERG-BAHR et al., 2010). Allerdings verfolgt der deutsche Lebensmitteleinzelhandel für Schweinefleischwaren und Molkereiprodukte teilweise stark voneinander abweichende Preisstrategien. Standardprodukte des Molkereisortiments wie Milch und Butter werden im Lebensmitteleinzelhandel überwiegend in Form von Handelsmarken zu einem recht einheitlichen Preis angeboten, der nur von Zeit zu Zeit angepasst wird. Schweinefleischprodukte jedoch werden regelmäßig für zeitlich befristete Sonderangebotsaktionen durch den Lebensmitteleinzelhandel genutzt und unterliegen deshalb mitunter starken Preisschwankungen.

Vor diesem Hintergrund lassen sich möglicherweise Unterschiede zwischen dem Preistransmissionsverhalten entlang dieser beiden Wertschöpfungsketten in Deutschland erklären. Aber auch der im Rahmen des Forschungsprojektes vorgesehene Vergleich von Ergebnissen auf europäischer Ebene verspricht interessante Aussagen über die Auswirkungen von verschiedenen Marktstrukturen und –konzentrationen auf die Preistransmission.

Zunächst wird in diesem Beitrag das methodische Vorgehen bei der Analyse der Preistransmission entlang von Wertschöpfungsketten dargestellt (Kapitel 3) und der für Deutschland vorliegende Datensatz erläutert (Kapitel 4). Im Anschluss daran werden die Ergebnisse für Schweinefleisch- und Molkereiprodukte in Kapitel 5 präsentiert und diskutiert, bevor dieser Beitrag mit einer Zusammenfassung sowie einem kurzen Überblick zu möglichen methodischen Erweiterungen in Kapitel 6 endet.

### 3 Methodik

Die Analyse der Preisdaten basiert auf dem methodischen Ansatz der Kointegration. Zeitreihen werden als kointegriert bezeichnet, wenn sie langfristig gemeinsame Entwicklungen aufweisen. Exemplarisch könnte die Abhängigkeit zwischen dem Erzeugerpreis von Rohmilch ( $P_{1,t}$ ) und dem Endverbraucherpreis ( $P_{2,t}$ ) für Frischmilch durch folgende Gleichungen dargestellt werden (HAMILTON 1994: 571):

$$(1) \quad P_{1,t} = P_{1,t-1} + u_{1,t}$$

$$(2) \quad P_{2,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{1,t} + u_{2,t}$$

Der Erzeugerpreis ( $P_{1,t}$ ) ist als Random Walk definiert (1). Der Endverbraucherpreis ( $P_{2,t}$ ) ergibt sich aus dem  $\beta_1$ -fachen des Erzeugerpreises zuzüglich der konstanten Preisspanne für die Verarbeitung der Rohmilch zur Frischmilch in der Ladentheke (2). Die Fehlerterme  $u_{1,t}$  und  $u_{2,t}$  stellen dabei unkorrelierte Prozesse weißen Rauschens dar. Somit sind  $P_{1,t}$  und  $P_{2,t}$  vom gleichen Grad integriert und können somit gemäß der Definition von ENGLE und GRANGER (1987) kointegriert sein. In diesem einfachen Fall, bei dem nur zwei Zeitreihen miteinander in Beziehung gesetzt werden und beide integriert vom Grad 1 sind, muss der Residualterm  $u_{2,t}$  stationär (integriert vom Grad 0) sein.

Zur Überprüfung des Integrationsgrads kann beispielsweise der Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) mit der Nullhypothese eines Unit-Root-Prozesses (DICKEY und FULLER, 1979) oder der Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test (KPSS-Test) mit der Stationaritätsannahme als Nullhypothese durchgeführt werden (KWIATKOWSKI et al., 1992). Darüber hinaus entwickelte JOHANSEN (1988) ein Maximum-Likelihood-Schätzverfahren, um den Kointegrationsrang für zwei oder mehrere Zeitreihen zu bestimmen.

Wenn Zeitreihen kointegriert sind, dann können deren Beziehungen zueinander laut Granger-Representation-Theorem (ENGLE und GRANGER, 1987: 255f.) mit sog. Fehler-Korrektur-Modellen geschätzt werden. Für den beschriebenen einfachen Fall mit zwei Preisen ( $P_{1,t}$  und  $P_{2,t}$ ) ergeben sich in Anlehnung an HASSOUNEH et al. (2012) die folgenden Gleichungen (3) und (4), die mit Kleinst-Quadrat-Regression geschätzt werden können. Aufgrund der Annahme, dass die beiden Zeitreihen  $P_{1,t}$  und  $P_{2,t}$  vom Grad 1 integriert sind, müssen die ersten Differenzen dieser Zeitreihen ( $\Delta P_{1,t}$  und  $\Delta P_{2,t}$ ), die im Gegensatz dazu dann stationär sind, für die Fehler-Korrektur-Modelle verwendet werden.

$$(3) \quad \Delta P_{1,t} = \alpha_1 + \alpha_{p1} v_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{11,i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12,i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{p1,t}$$

$$(4) \quad \Delta P_{2,t} = \alpha_2 + \alpha_{p2} v_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{21,i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22,i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{p2,t}$$

$$\text{mit } v_t = P_{2,t} - \beta_0 - \beta_1 P_{1,t} - \beta_2 \text{time}_t$$

Die Parameter  $\beta_0$  und  $\beta_1$  beschreiben – wie zuvor in (2) dargestellt – die langfristige Beziehung der Zeitreihen zueinander, wobei der zusätzlich eingefügte Parameter  $\beta_2$  einen Zeitrend bei der Entwicklung der Preisspanne entlang der Wertschöpfungskette berücksichtigt. Sämtliche  $\alpha$ -Parameter stellen die kurzfristigen Preisanpassungsreaktionen dar. Von besonderem Interesse sind in diesem Zusammenhang die Parameter  $\alpha_{p1}$  und  $\alpha_{p2}$ , die Auskunft über die Geschwindigkeit der Fehler-Korrektur geben. Ist beispielsweise nur einer der beiden Parameter  $\alpha_{p1}$  und  $\alpha_{p2}$  statistisch signifikant verschieden von Null, so gleicht der entsprechende Preis überwiegend allein die Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen den beiden Preisen aus und folgt somit dem Preis, für den keine Fehler-Korrektur nachweisbar ist.

Neben diesem linearen Fehler-Korrektur-Modell, das durch konstante Parameter über den gesamten Beobachtungszeitraum gekennzeichnet und somit als sehr restriktiv anzusehen ist, hat sich in den vergangenen beiden Jahrzehnten auch eine Vielfalt anderer nichtlinearer Fehler-Korrektur-Modelle entwickelt. Eine der ersten Erweiterungen war die Berück-

sichtigung der asymmetrischen Preistransmission durch VON CRAMON-TAUBADEL (1998), der die Gleichungen (3) und (4) nur geringfügig modifizierte, indem nun – wie in den Gleichungen (5) und (6) dargestellt – jeweils separate Koeffizienten ( $\alpha_{P1}^+$ ,  $\alpha_{P1}^-$ ,  $\alpha_{P2}^+$ ,  $\alpha_{P2}^-$ ) für die positiven und negativen Werte des Fehler-Korrektur-Terms  $v_t$  geschätzt werden.

$$(5) \quad \Delta P_{1,t} = \alpha_1 + \alpha_{P1}^+ v_{t-1}^+ + \alpha_{P1}^- v_{t-1}^- + \sum_{i=1}^n \alpha_{11,i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12,i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{P1,t}$$

$$(6) \quad \Delta P_{2,t} = \alpha_2 + \alpha_{P2}^+ v_{t-1}^+ + \alpha_{P2}^- v_{t-1}^- + \sum_{i=1}^n \alpha_{21,i} \Delta P_{1,t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22,i} \Delta P_{2,t-i} + \varepsilon_{P2,t}$$

$$\text{mit } v_t = P_{2,t} - \beta_0 - \beta_1 P_{1,t} - \beta_2 \text{time}_t; v_t^+ = \max(v_t; 0); v_t^- = \min(v_t; 0)$$

Diese Vorgehensweise ermöglicht es, mit einem F-Test die Linearitätsannahme für  $\alpha_{Pj}$  aufgrund statistisch signifikanter Unterschiede zwischen  $\alpha_{Pj}^+$  und  $\alpha_{Pj}^-$  zu verwerfen und somit unterschiedliche Preisanpassungsgeschwindigkeiten in Abhängigkeit vom Vorzeichen des Fehler-Korrekturglieds  $v_t$  nachzuweisen.

#### 4 Daten

**Tabelle 1: Vorliegende Preisdatenreihen**

Erzeugerpreise	Großhandelspreise	Endverbraucherpreise
Schlachtschweine, Handelsklasse E-P	Bäuche, mager wie gewachsen Filet, ohne Kette Schlachthälfte, Handelsklasse E Karbonaden Salzspeck Schinken, rund geschnitten Verarbeitungsbäuche	Kotelett Braten Bauch Schnitzel Rippe Hackfleisch Kassler Filet Gulasch
Milch, ab Hof, 3,7% Fett, 3,4% Eiweiß	Butter, geformt Butter, lose Allg. Emmentaler, 45% Emmentaler u. Viereckhartkäse Edamer, 30% Edamer, 40% Gouda, 45% Tilsiter, 45% Limburger, 20% Stangen-Limburger, 40% Vollmilchpulver, 26% Magermilchp., Lebensmittel Molkenpulver, Lebensmittel	Frischmilch, Karton, 3,5 % Fett Frischmilch, Karton, 1,5 % Fett H-Milch, Karton, 3,5 % Fett H-Milch, Karton, 1,5 % Fett Markenbutterziegel Gouda, jung, Scheiben, SB Mozzarella, SB

Quelle: Eigene Darstellung

Zur Analyse der Preistransmission entlang der Wertschöpfungsketten für Schweinefleisch und Milchprodukte konnten wöchentliche Beobachtungen für verschiedene Erzeuger-, Großhandels- und Endverbraucherpreise für den Zeitraum 2004-2010 von der AMI (2011) bereitgestellt werden. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die vorliegenden Preisreihen. Während die Erzeugerpreise für Schlachtschweine und Milch<sup>2</sup> als bundesdurchschnittliche Preise angegeben sind, beziehen sich die Großhandelspreise für Schweinefleisch auf Erhebungen der ehemaligen ZMP bzw. der AMI auf dem Hamburger Großmarkt. Sämtliche Großhandelspreise für Molkereiprodukte beruhen auf den Notierungen der Butter- und Käsebörsen in Kempten, die auf der Basis freiwilliger Preismeldungen von Käufern und Verkäufern erstellt werden (HOLM et al., 2011). Die Endverbraucherpreise sind dem AMI-Verbraucherpreis-

<sup>2</sup> Erzeugerpreisnotierungen für Milch sind nur auf monatlicher Basis verfügbar und werden bei monatsübergreifenden Wochen entsprechend anteilmäßig bei der Erstellung einer wöchentlichen Datenreihe gewichtet.

spiegel entnommen, der auf Grundlage des GfK-Haushaltspanels ermittelt wird. Preismelder geben die tatsächlich gezahlten Preise nach Einkaufsstätte und Region weiter, sodass über entsprechende Hochrechnungsverfahren marktrelevante Durchschnittspreise für Deutschland ermittelt werden können (ELS, 2012).

## 5 Auswertung

Vor dem Schätzen der Fehler-Korrektur-Modelle sind die einzelnen Zeitreihen auf ihren Integrationsgrad untersucht worden. Die Ergebnisse der ADF-Tests variieren zum Teil stark in Abhängigkeit von der gewählten Lag-Ordnung und der Entscheidung, ob nur eine Konstante oder ob ebenso ein linearer Trend oder ggf. auch noch ein quadratischer Trend berücksichtigt werden sollen. Die Lag-Ordnung wird dabei jeweils automatisch durch das Software-Programm Gretl bestimmt, das von 10 Verzögerungen ausgehend so lange absteigend testet, bis der geschätzte Koeffizient der letzten berücksichtigten Verzögerung signifikant ist. Für die Preisdatenreihen entlang der Wertschöpfungskette für Milchprodukte kann das Vorliegen einer Unit Root nur in seltenen Fällen abgelehnt werden. Somit kann angenommen werden, dass diese Zeitreihen vom Grad 1 integriert sind, da auch die ADF-Tests für die jeweiligen ersten Differenzen dieser Zeitreihen eindeutig die Nullhypothese verwerfen können. Für viele Preisreihen entlang der Schweinefleisch-Wertschöpfungskette hingegen muss stationäres Verhalten angenommen werden, da die Nullhypothesen durch die ADF-Tests häufig abgelehnt werden. Somit wäre ein wesentliches Kriterium für das Vorliegen von Kointegrationsbeziehungen nicht erfüllt. Doch KEELE und DE BOEF (2005) stellten in ihren Simulationsstudien fest, dass die in Kapitel 3 beschriebenen Fehler-Korrektur-Modelle auch zur Analyse auf Paare von stationären Zeitreihen angewendet werden können, um zwischen langfristigen und kurzfristigen Preiskorrekturen unterscheiden zu können. Deshalb werden im weiteren Verlauf dieses Beitrags auch für die Preise entlang der Wertschöpfungskette für Schweinefleisch Fehler-Korrektur-Modelle geschätzt.

Das weitere Vorgehen und die Darstellung der Ergebnisse kann folgendermaßen skizziert werden: In einem zweistufigen Verfahren wird zunächst die langfristige Preisentwicklung der betrachteten Zeitreihen zueinander geschätzt und die dabei entstehenden Residuen wiederum mit dem ADF-Test auf ihre Stationarität überprüft. Der ADF-Test wird an dieser Stelle für die Residuen ohne Berücksichtigung von einer Konstanten oder einer Trendkomponente durchgeführt, weil der Erwartungswert der Residuen definitionsgemäß 0 ist und der lineare Trend bereits als exogene Variable in der Schätzung der langfristigen Regression berücksichtigt wurde. Die Auswahl der Lag-Ordnung erfolgt wie zuvor beschrieben. Anschließend werden das lineare sowie das asymmetrische Fehler-Korrektur-Modell geschätzt, wobei jeweils zwei zeitliche Verzögerungen der ersten Preisdifferenzen als exogene Variablen ( $n = 2$ ) berücksichtigt werden.

### 5.1 Schweinefleisch

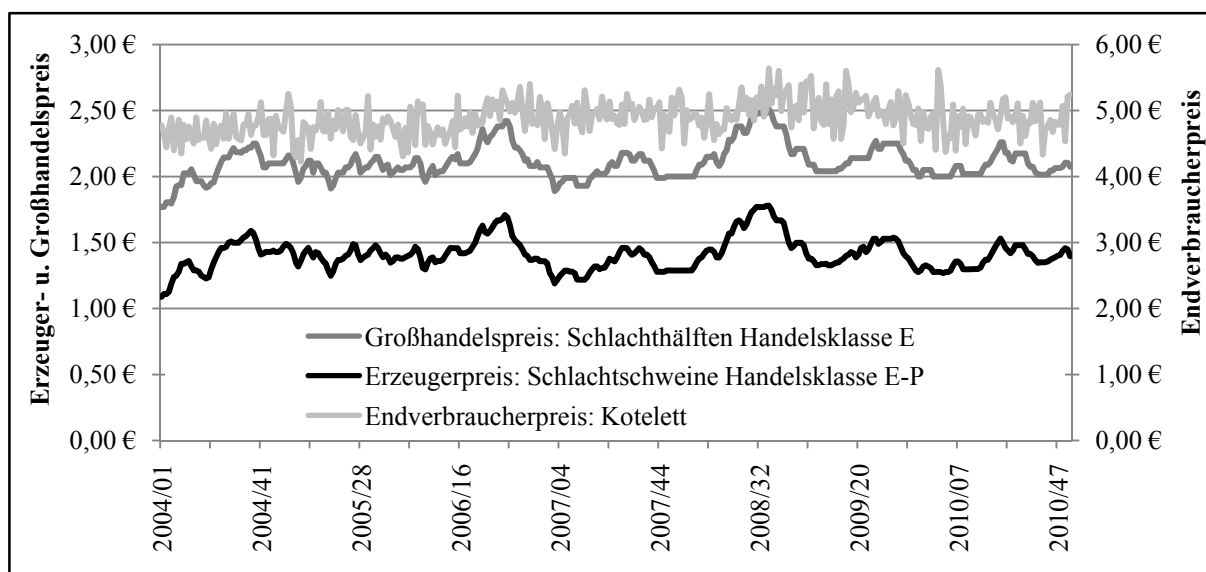
Abbildung 1 gibt einen Überblick über die Preisverläufe der verschiedenen Stufen entlang der Wertschöpfungskette für Schweinefleisch. Während der Erzeugerpreis für Schlachtschweine und der Großhandelspreis für Schlachthälften<sup>3</sup> annähernd im gleichen Abstand zueinander verlaufen, fallen die deutlich stärkeren wöchentlichen Preisbewegungen bei den Endverbraucherpreisen für Koteletts (abweichende Skalierung in Abbildung 1 beachten) besonders auf, die exemplarisch für die zur Verfügung stehenden Endverbraucherpreise ausgewählt wurden.

---

<sup>3</sup> Für sämtliche Großhandelspreise vom Großmarkt in Hamburg werden im Datensatz der AMI jeweils der minimale und der maximale Preis angegeben, sodass ohne weiteres Wissen über die tatsächliche Verteilung der Preise das arithmetische Mittel dieser beiden Werte dargestellt wird.



**Abbildung 1: Erzeuger-, Großhandels- und Endverbraucherpreise je kg (Schwein)**



Quelle: AMI (2011) und eigene Berechnungen

*Erzeugerpreis – Großhandelspreis*

In Tabelle 2 sind zum einen die geschätzten Regressionskoeffizienten  $\beta_1$  für die langfristigen Beziehungen zwischen den Erzeugerpreisen und verschiedenen Großhandelspreisen<sup>4</sup> dargestellt und zum anderen die Geschwindigkeiten  $\alpha_{p1}$  und  $\alpha_{p2}$  der kurzfristigen Preis- anpassungsreaktionen. Auf eine detailliertere Darstellung der Regressionsergebnisse wird an dieser Stelle verzichtet, die Autoren stellen diese Ergebnisse auf Anfrage gern zur Verfügung. Der Filetpreis wird aufgrund seines außergewöhnlichen Verlaufs nicht weiter berücksichtigt.

**Tabelle 2: Relation zwischen Erzeuger- und Großhandelspreisen (Schwein)**

	$\beta_1$	$\alpha_{p1}$ Erzeugerpreis	$\alpha_{p2}$ Großhandelspreis
Schlachthälfte Hkl. E	1,01	-0,088	-0,221 ***
Gewicht. Mittelwert	1,16	-0,018	-0,083 ***
Bäuche	1,41	-0,009	-0,034 ***
Karbonaden	1,29	0,004	-0,051 ***
Salzspeck	1,01	-0,010 *	-0,026 ***
Schinken	1,18	0,020	-0,061 ***
Verarbeitungsbäuche	0,97	-0,014	-0,032 ***

Quelle: Eigene Berechnungen

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)

Steigt der Erzeugerpreis um 1,00 Einheiten, so wird sich beispielsweise der Preis für Schweineschlachthälften in der langfristigen Relation um 1,01 Einheiten erhöhen. Die feste Marge zwischen diesen beiden Preisen steigt aufgrund eines signifikanten Zeittrends innerhalb der 366 beobachteten Wochen von 0,66 auf 0,71 an. Für alle Residuen lässt sich mit dem ADF-Test die Nullhypothese der Unit Root verwerfen, sodass diese Reihen als stationär anzusehen sind und somit Fehler-Korrektur-Modelle geschätzt werden können.

Die Großhandelspreise passen sich in allen betrachteten Fällen stets statistisch hochsignifikant an die langfristige Gleichgewichtsrelation an. Besonders schnell erfolgt diese Anpassung bei den Großhandelspreisen für Schlachthälften. Eine Abweichung vom langfristigen Verhältnis

<sup>4</sup> Einzelne Teilstücke weisen mitunter stark voneinander abweichende Preisverläufe auf, beispielsweise sind für Schweinefilets deutliche Preisspitzen in den Wochen um Weihnachten zu erkennen, wenn die Erzeugerpreise regelmäßig ihren Tiefststand erreichen. Deshalb werden die sechs vorhandenen Teilstückpreise entsprechend ihrem Anteil am Schlachtkörper (AID, 1991) zu einem gewichteten Mittelwert aggregiert.

wird um 22,1 % innerhalb einer Woche korrigiert. Diese relativ schnelle Reaktion kann möglicherweise dadurch erklärt werden, dass eine Schlachthälfte der Handelsklasse E sehr standardisiert ist und die größte Ähnlichkeit mit dem Ausgangsprodukt Schlachtschwein aufweist, während die übrigen Teilstücke nach unterschiedlichen Wertigkeiten und Eigenschaften selektiert werden können.

Eine asymmetrische Preistransmission kann durch das Schätzen der Modelle (5) und (6) zwar nicht wie bei von CRAMON-TAUBADEL (1998) für die Anpassung des gewichteten Mittelwerts der Teilstücknotierungen nachgewiesen werden, wohl aber für die Anpassung der Preise für Schlachthälften an das langfristige Gleichgewicht mit dem Erzeugerpreis. Jedoch ergibt sich in diesem Fall eine Asymmetrie in die entgegengesetzte Richtung, weil der Koeffizient  $\alpha_{p2}^+$  vom Betrag her signifikant größer ist als der Koeffizient  $\alpha_{p2}^-$  (-0,628\*\*\* bzw. -0,002; p-Wert <0,001). Die Großhandelspreise für Schlachthälften reagieren also schneller, wenn die Marge zum Erzeugerpreis überdurchschnittlich groß ist, während sie bei unterdurchschnittlichen Margen keine statistisch signifikante Fehler-Korrektur aufweisen.

#### *Erzeugerpreis – Endverbraucherpreis*

Die geschätzten Regressionskoeffizienten  $\beta_1$  (siehe Tabelle 3) deuten darauf hin, dass die langfristigen Beziehungen zwischen den Erzeugerpreisen und den einzelnen Teilstückpreisen auf Endverbraucherebene nicht ganz so eng aneinander gebunden sind. Der Koeffizient für den Erzeugerpreis liegt nur für die Teilstücke Rippe und Kassler in der Nähe von 1, ansonsten statistisch signifikant darunter, wie durch die dargestellten Signifikanzniveaus belegt wird.

**Tabelle 3: Relation zwischen Erzeuger- und Endverbraucherpreisen (Schwein)**

	$\beta_1$ (H0: $\beta_1=1$ )	$\alpha_{p1}$ Erzeugerpreis	$\alpha_{p2}$ Endverbraucherpreis
Arithm. Mittelwert <sup>5</sup>	0,59 ***	-0,006	-0,280 ***
Kotelett	0,58 ***	-0,012	-0,712 ***
Braten	0,62 ***	-0,006	-0,626 ***
Bauch	0,32 ***	-0,015	-0,345 ***
Schnitzel	0,47 ***	-0,005	-0,471 ***
Rippe	0,91	0,003	-0,551 ***
Hackfleisch	0,38 ***	-0,009	-0,312 ***
Kassler	1,19	0,009	-0,222 ***
Filet	0,45 ***	-0,005	-0,386 ***
Gulasch	0,37 ***	-0,012	-0,559 ***

Quelle: Eigene Berechnungen

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)

Die Ergebnisse der geschätzten Fehler-Korrektur-Modelle zeigen, dass die Anpassung stets auf der Seite der Endverbraucherpreise erfolgt und auch sehr schnell. Aus dieser Erkenntnis sollte aber nicht der Schluss gezogen werden, dass die Endverbraucherpreise in ihrem Preisverhalten besonders rasch der Entwicklung der Erzeugerpreise folgen. Der Lebensmittel Einzelhandel nutzt gerade Fleischwaren sehr häufig für meist auf eine Woche begrenzte Preisangebote bestimmter Teilstücke und Wurstwaren. Dadurch entstehen die stark schwankenden Preisverläufe in den einzelnen Datenreihen. Eigentlich liegt es nahe, dass sich die Preisofferten der verschiedenen Discounter, Supermärkte und Fleischereifachgeschäfte über ganz Deutschland gesehen ausgleichen sollten, aber die Preiserhebungen deuten darauf hin, dass Angebotsaktionen für einzelne Teilstücke in bestimmten Wochen gleichzeitig erfolgen müssen. Der Endverbraucherpreis weicht somit durch Sonderangebote zunächst deutlich vom

<sup>5</sup> Die Gewichtung der neun einzelnen Teilstücke auf Ebene der Endverbraucherpreise zu einem gewichteten Endverbraucherpreis fällt schwer, da sich nicht alle Produkte (z. B. Hackfleisch und Gulasch) eindeutig bestimmten Schlachtkörperteilen zuordnen lassen. Deshalb wird versucht, über den arithmetischen Mittelwert eine Abbildung eines durchschnittlichen Endverbraucherpreises zu ermöglichen.

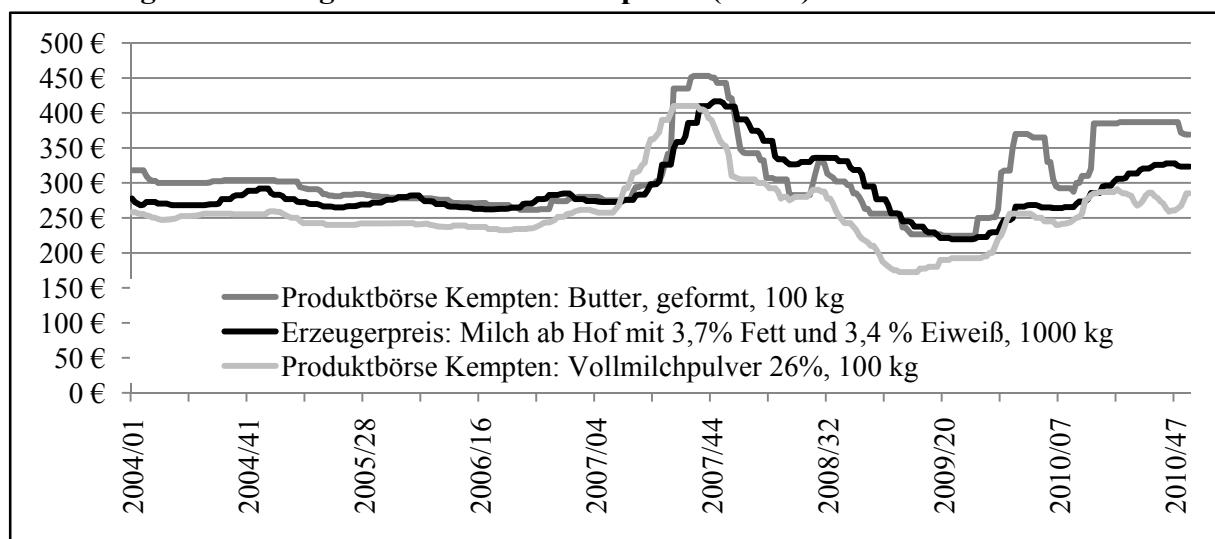
langfristigen Gleichgewicht ab, schwingt in der Woche darauf aber schon wieder zurück in Richtung des Gleichgewichts, weil der Angebotszeitraum beendet ist. Die zum Teil vergleichsweise schnelle Fehler-Korrektur lässt sich deshalb in ihrer Höhe eher durch die wöchentlichen Preisaktionen im Lebensmitteleinzelhandel erklären als durch die enge Verknüpfung mit dem Erzeugerpreis.

## 5.2 Milch

### *Erzeugerpreis - Großhandelspreis*

Für Milchprodukte liegen verschiedene Großhandelspreise vor, sodass in Abbildung 2 beispielhaft die Entwicklungen für Butter und Vollmilchpulver dargestellt werden<sup>6</sup>, die den Erzeugerpreisen für Milch etwas vorausseilen. Der deutliche Preisanstieg Mitte 2007 setzte insbesondere bei Milchpulver einige Wochen früher ein.

**Abbildung 2: Erzeuger- und Großhandelspreise (Milch)**



Quelle: AMI (2011) und eigene Berechnungen

Die wichtigsten Regressionsergebnisse für die lang- und kurzfristigen Beziehungen zwischen den Erzeugerpreisen und ausgewählten Großhandelspreisen sind in Tabelle 4 zusammengefasst. Über die dargestellten Ergebnisse hinaus ergibt sich für diese Produkte im Gegensatz zu Schweinefleisch fast immer ein negativer Koeffizient für den Zeittrend, sodass sich die Margen zwischen den Erzeuger- und den Großhandelspreisen ausgenommen Butter im Zeitablauf sogar leicht reduziert haben.

Die Ergebnisse der geschätzten Fehler-Korrektur-Modelle sind sehr heterogen. Für einige Beziehungen liegen sogar signifikant nachweisbare Anpassungen des Erzeugerpreises vor.<sup>7</sup> Während sich nur der Erzeugerpreis in den Beziehungen mit Voll- und Magermilchpulver anpasst, ist bei Butter zudem eine schwach signifikante Fehler-Korrektur des Großhandelspreises nachweisbar. Zwischen den Milch- und Käsepreisen ist die Fehler-Korrektur stets

<sup>6</sup> Aus Gründen der Skalierung sind Preise für 1000 kg Milch und für jeweils 100 kg Verarbeitungsprodukt in der graphischen Darstellung sowie den weiteren Berechnungen gewählt worden. Molkenpulver weist einen sehr individuellen Preisverlauf auf und steht als Nebenprodukt der Käseherstellung nicht unbedingt in direkter Abhängigkeit zum Erzeugerpreis für Milch, sodass es bei den weiteren Berechnungen nicht mehr berücksichtigt wird.

<sup>7</sup> Aufgrund der Modellformulierung erwarten wir jeweils ein positives Vorzeichen beim Koeffizienten für die Anpassung des Erzeugerpreises und ein negatives Vorzeichen beim Koeffizienten für die Anpassung des Großhandelspreises, sodass alle als signifikant gekennzeichneten Schätzergebnisse auch das erwartete Vorzeichen aufweisen.

signifikant auf der Seite der Großhandelspreise zu beobachten, während zumindest für Edamer und Gouda auch eine Fehler-Korrektur seitens der Erzeugerpreise festzustellen ist.

**Tabelle 4: Relation zwischen Erzeuger- und Großhandelspreisen (Milch)**

	$\beta_1$	$\alpha_{p1}$ Erzeugerpreis	$\alpha_{p2}$ Großhandelspreis
Butter, gef., Kempt.	0,92	0,036 ***	-0,027 *
Edamer 40%	0,93	0,063 ***	-0,090 ***
Gouda 45%	0,88	0,046 **	-0,091 ***
Tilsiter 45%	0,84	0,000	-0,075 ***
Vollmilchpulver	0,92	0,084 ***	0,014
MMP Extra, Lebensm.	0,84	0,055 ***	-0,002

Quelle: Eigene Berechnungen

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)

Eine besonders hochsignifikante Asymmetrie ist für die Anpassung des Erzeugerpreises an die Gleichgewichtsrelation mit dem Magermilchpulverpreis zu erkennen ( $\alpha_{p1}^+ = 0,043^{***}$  bzw.  $\alpha_{p1}^- = 0,111^{***}$ ; p-Wert <0,001). Somit passt sich der Erzeugerpreis schneller an, wenn er relativ gesehen zu hoch bzw. die Börsennotierung zu niedrig ist. Für die Preisnotierung für Vollmilchpulver deuten die Ergebnisse in die gleiche Richtung, lassen sich statistisch aber nicht ausreichend absichern.

Unter Berücksichtigung der Untersuchung auf asymmetrische Preistransmission ergeben sich auch für den Preisübergang Erzeugerpreis Milch – Großhandelsnotierung Butter interessante Ergebnisse: So erfolgt die Preisanpassung durch die Erzeugerpreise nur statistisch signifikant ( $\alpha_{p1}^+ = 0,016$  bzw.  $\alpha_{p1}^- = 0,059^{***}$ ; p-Wert 0,033), wenn die Erzeugerpreise relativ gesehen zu hoch sind, und im Gegensatz dazu passen sich die Großhandelspreise nur statistisch signifikant an, wenn diese selbst wiederum zu hoch sind ( $\alpha_{p2}^+ = -0,076^{***}$  bzw.  $\alpha_{p2}^- = 0,028$ ; p-Wert 0,019).

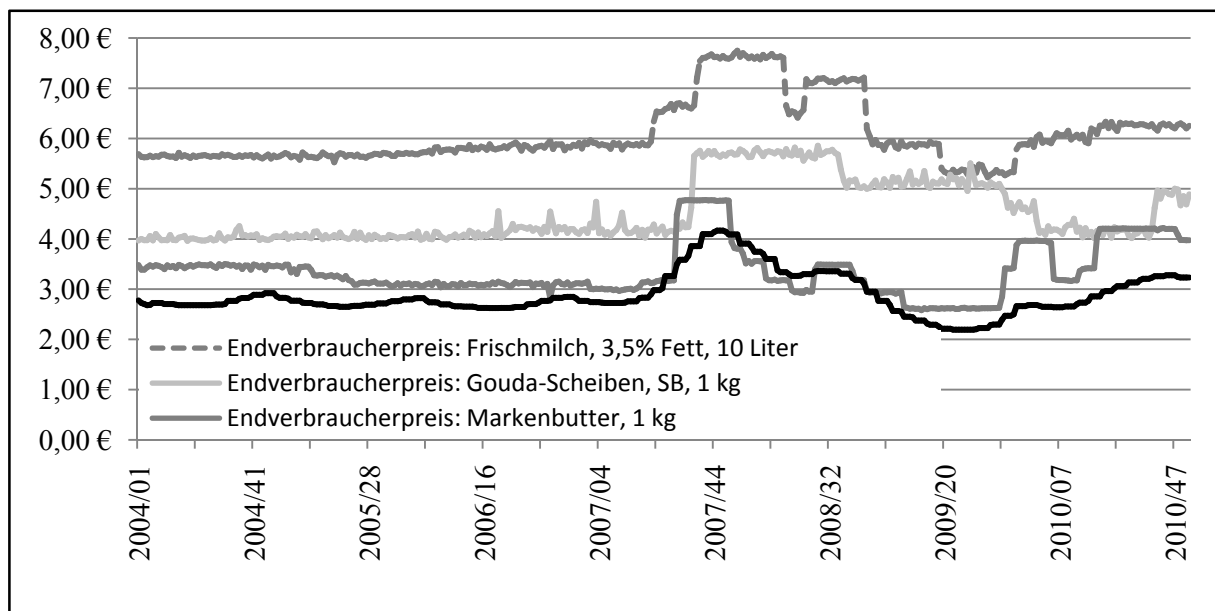
Zusammenfassend können diese Ergebnisse folgendermaßen interpretiert werden: Voll- und Magermilchpulver sowie Butter sind sehr standardisierte Produkte, die international gehandelt werden können. Die Produktbörse in Kempten spiegelt mit ihren Notierungen deshalb auch die internationale Marktlage wider. Diesen Preisentwicklungen passt sich der Erzeugerpreis für Milch entsprechend an, insbesondere wenn er über der langfristigen Gleichgewichtsrelation liegt. Fallende Notierungen für Milchpulver und Butter führen somit zu schnelleren Anpassungen des Erzeugerpreises als steigende Notierungen dieser Produkte. Der Erzeugerpreis kann aber seinerseits wiederum Impulse auf die Preisentwicklung von heimischen Milcherzeugnissen wie Käse abgeben.

#### *Erzeugerpreis – Endverbraucherpreis*

Stark schwankende Endverbraucherpreise sind bei Milchprodukten, zumindest bei den hier untersuchten Standardwaren Frischmilch, Scheibenkäse und Markenbutter (Abbildung 3), nicht zu beobachten. Die wenigen Preisänderungen erfolgen meist in deutlichen Sprüngen, denn Sonderangebote von Frischmilch sind vergleichsweise selten (HERRMANN et al., 2002), während spezielle Werbemaßnahmen und Aktionspreise eher für höherwertige Milchprodukte wie Jogurt (Herstellermarken) zu beobachten sind.

Schon Wochen bevor der Erzeugerpreis für Milch seinen Höchststand erreichte (November 2007) wurden die Endverbraucherpreise erhöht und wurden im Falle von Frischmilch und insbesondere von Scheibenkäse noch über Monate hin auf diesem Niveau konstant gehalten, als die Erzeugerpreise schon wieder deutlich gefallen waren.

**Abbildung 3: Erzeuger- und Endverbraucherpreise (Milch)**



Quelle: AMI (2011) und eigene Berechnungen

Die Ergebnisse der geschätzten Fehler-Korrektur-Modelle (Tabelle 5) ergeben bei jeweils beiden beteiligten Preisen signifikante Anpassungen, wobei die Anpassungen der Endverbraucherpreise betragsmäßig größer sind. Für Frischmilch und Gouda ergeben sich negative Koeffizienten für die Preiskorrektur durch die Erzeugerpreise, was zunächst verwundert, weil eigentlich positive Werte erwartet werden. In einem bestehenden Ungleichgewicht zeigen die Erzeugerpreise somit die Tendenz, sich noch weiter vom Gleichgewicht weg zu bewegen. Bei genauerer Betrachtung der Preisverläufe in Abbildung 3 lässt sich dieses unerwartete Resultat aber möglicherweise erklären: Denn während die Endverbraucherpreise für Frischmilch und Gouda ab Ende 2007 zunächst auf ihrem hohen Niveau verharren, entfernt sich der Erzeugerpreis für Milch immer weiter von der langfristigen Gleichgewichtsrelation, weil dieser den in diesem Zeitraum bereits fallenden Börsennotierungen für Butter und Milchpulver folgt.

**Tabelle 5: Relation zwischen Erzeuger- und Endverbraucherpreisen (Milch)**

	$\beta_1$	$\alpha_{p1}$ Erzeugerpreis	$\alpha_{p2}$ Endverbraucherpreis
Frischmilch 3,5% Fett	0,59	-0,032 ***	-0,138 ***
Gouda, Selbstbed.	0,58	-0,019 ***	-0,043 ***
Markenbutter	0,62	0,023 ***	-0,049 ***

Quelle: Eigene Berechnungen

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)

## 6 Fazit und Ausblick

Die empirischen Ergebnisse im vorangegangenen Abschnitt belegen die Heterogenität der Wertschöpfungsketten hinsichtlich der Preisweitergabe zwischen den verschiedenen Stufen. Für Schweinefleisch kann festgehalten werden, dass die Preistransmission von den Erzeugerpreisen auf die nachgelagerten Stufen erfolgt. Die Endverbraucherpreise im Schweinebereich werden von kurzfristigen Preisangeboten im Lebensmitteleinzelhandel stark beeinflusst, weshalb mitunter deutlich schwankende Preise von einer Woche zur nächsten zu beobachten sind. Die Ergebnisse der Preistransmissionsanalyse belegen zwar eine äußerst schnelle Fehler-Korrektur durch die Endverbraucherpreise, wenn diese vom langfristigen Gleichgewicht mit den Erzeugerpreisen abweichen, doch dieses Resultat sollte nicht als Indiz dafür gewertet werden, dass jede Preisänderung auf Erzeugerebene auch kurzfristig auf die Endverbraucherpreise übertragen wird. Vielmehr ergeben sich diese hohen Werte für die geschätzten

Koeffizienten der Fehler-Korrektur-Modelle durch das schnelle Zurückschwingen der Endverbraucherpreise nach einer deutlichen Preisoffensive in einer bestimmten Woche.

Entlang der Wertschöpfungskette für Milchprodukte ergeben sich andere Ergebnisse hinsichtlich der Preistransmission. Die Erzeugerpreise weisen hier eine deutliche Abhängigkeit von den Entwicklungen der Preisnotierungen von Verarbeitungsprodukten wie Butter sowie Voll- und Magermilchpulver auf. Diese Notierungen spiegeln den Verlauf der Weltmarktpreise für diese international handelbaren und sehr standardisierten Produkte wider. Die Ergebnisse der asymmetrischen Preistransmissionsanalyse belegen in diesem Zusammenhang, dass sich fallende Börsennotierungen vergleichsweise schnell auf die deutschen Erzeugerpreise niederschlagen, während steigende Notierungen erst mit zeitlicher Verzögerung weitergegeben werden. Auf Endverbraucherebene sind im Gegensatz zu Schweinefleischprodukten keine starken wöchentlichen Schwankungen zu erkennen, möglicherweise weil nur sehr standardisierte Produkte verglichen werden (Frischmilch, Markenbutter und Scheibenkäse mit Selbstbedienung), die nur sehr selten Preisangeboten unterliegen. Weil diese Produkte regelmäßig eingekauft werden, schenken viele Konsumenten den Preisbewegungen dieser Produkte eine besondere Aufmerksamkeit und nutzen diese für Preisvergleiche. Die Preise werden eher selten, dafür dann aber teilweise deutlich verändert. Gerade für die Notierungen von Frischmilch und Scheibenkäse ist zu beobachten, dass die Preiskorrektur nach unten erst mit großer zeitlicher Verzögerung den fallenden Erzeugerpreisen folgt, sodass über Monate hinweg höhere Margen innerhalb der Wertschöpfungskette generiert worden sind.

Über die verwendeten einfachen linearen und asymmetrischen Fehler-Korrektur-Modelle hinaus gibt es inzwischen deutlich weiterentwickelte methodische Ansätze zur Analyse nicht-linearer Preistransmissionsbeziehungen. Als Verallgemeinerung des einfachen asymmetrischen Fehler-Korrektur-Modells ist das sogenannte Threshold-Fehler-Korrektur-Modell anzusehen, bei dem im Gegensatz zum asymmetrischen Fehler-Korrektur-Modell nicht nur eine Grenze an der Stelle Null existiert, sondern der Fehler-Korrektur-Term  $v_t$  in mehrere beliebige Bereiche aufgeteilt werden kann. Empirische Beispiele hierfür sind bei GOODWIN und PIGGOTT (2001) oder MEYER (2004) zu finden. Aber gerade die Annahme, dass sich die geschätzten Koeffizienten an bestimmten Grenzwerten sprunghaft ändern sollen, erscheint in vielen ökonomischen Zusammenhängen nicht plausibel, vielmehr würde ein kontinuierlicher Übergang erwartet werden, was beispielsweise mit den von TERÄSVIRTA (1994) entwickelten Smooth-Transition-Modellen berücksichtigt werden kann. Alternativ dazu könnten nicht-parametrische Schätzverfahren wie der multivariate Local-Polynomial-Fitting-Ansatz von SERRA et al. (2006) Anwendung finden. Darüber hinaus stehen auch Markov-Switching-Fehler-Korrektur-Modelle wie von BRÜMMER et al. (2009) zur Verfügung, sodass eine Regimeabhängigkeit modelliert werden kann. All diese methodischen Erweiterungen des linearen und des asymmetrischen Fehler-Korrektur-Modells haben zum augenblicklichen Stand des Forschungsvorhabens noch keine Anwendung gefunden, könnten aber mögliche Ideen für die weitere Datenanalyse darstellen, um ausgewählte Preistransmissionsbeziehungen detaillierter nach Absprachen mit den beteiligten TRANSFOP-Projektpartnern zu analysieren.

## Literatur

- AID (1991): Fleisch und Fleischerzeugnisse. Auswertungs- und Informationsdienst für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten e. V., Bonn.
- AMI (2011): Wöchentliche Preisinformationen für verschiedene landwirtschaftliche Erzeugnisse sowie Großhandels- und Endverbraucherpreise, Agrarmarkt Informations-Gesellschaft mbH, Bonn. Übermittlung per Email: 13.07.2011.
- BLE (2010): Die Unternehmensstruktur der Molkereiwirtschaft in Deutschland – Erhebungsjahr 2009. Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung (BLE), Bonn.
- BMELV (2011): Agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung 2011. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV), Berlin.

- BRÜMMER, B., S. von CRAMON-TAUBADEL und S. ZORYA (2009): The impact of market and policy instability on price transmission between wheat and flour in Ukraine. In: *European Review of Agricultural Economics* 36: 203-230.
- BUNDESKARTELLAMT (2012): Sektoruntersuchung Milch – Endbericht Januar 2012, Bonn.
- BUNDESKARTELLAMT (2011): Fusionskontrollverfahren, Aktenzeichen B 2 – 36/11, Bonn.
- DICKEY, D.A. und W.A. FULLER (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: *Journal of the American Statistical Association* 74: 427-431.
- ELS, T. (2012): Methodik des AMI-Verbraucherpreisspiegels. Übermittlung per Email: 06.01.2012
- ENGLE, R.F. und C.W.J. GRANGER (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. In: *Econometrica* 55: 251-276.
- FAO (2011): FAO Food Price Index, Food and Agricultural Organization (FAO), Rom.
- GOODWIN, B.K. und N.E. PIGGOTT (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83: 302-317.
- HAMILTON, J.D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- HASSOUNEH, I., S. VON CRAMON-TAUBADEL, T. SERRA und J.M. GIL (2012): Recent Developments in the Econometric Analysis of Price Transmission. Transparency of Food Pricing – WP No. 2.
- HELLBERG-Bahr, A., M. PFEUFFER, N. STEFFEN, A. SPILLER und B. BRÜMMER (2010): Preisbildungssysteme in der Milchwirtschaft – Ein Überblick über die Supply Chain Milch. Diskussionspap. Nr. 1006, Dep. f. Agrarökonomie u. Rur. Entw., Georg-August-Universität Göttingen.
- HERRMANN, R., A. MÖSER und E. WERNER (2002): Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. In: *Agrarwirtschaft* 51: 99-111.
- HOLM, T., C. STEINHAGEN und J.-P. LOY (2011): Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels. In: *Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues* 46: 163-174.
- ISN (2011): Top 10 Schlachtunternehmen. Interesseng. d. Schweineh. Deutschlands (ISN), Damme.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254.
- KEELE, L. und S. DE BOEF (2005): Not Just for Cointegration: Error Correction Models with Stationary Data. Nuffield College Working Papers in Politics 2005-W7, Oxford.
- KWIATKOWSKI, D., P.C.B. PHILLIPS, P. SCHMIDT und Y. SHIN (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. In: *Journal of Econometrics* 54: 159-178.
- MEYER, J. (2004): Measuring Market Integration in the Presence of Transaction Costs – A Threshold Vector Error Correction Approach. In: *Agricultural Economics* 31: 327-334.
- SERRA, T., J.M. GIL und B.K. GOODWIN (2006): Local Polynomial Fitting and Spatial Price Relationship: Price Transmission in EU Pork Markets. In: *Eur. Review of Agr. Economics* 33: 415-436.
- TERÄSVIRTA, T. (1994): Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive models. In: *Journal of the American Statistical Association* 89: 208-218.
- VON CRAMON-TAUBADEL, S. (1998): Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market. In: *European Review of Agricultural Economics* 25: 1-18.
- VON SCHLIPPENBACH, V. und F. PAWEL (2011): Konzentration im Lebensmitteleinzelhandel: Hersteller sitzen am kürzeren Hebel. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht Nr. 13/2011.