



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

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

BIO AUCH BEI DER PREISSETZUNG: KONSUMMILCH IN DEUTSCHLAND

Thore Holm, Jens-Peter Loy und Carsten Steinhagen

Thore.Holm@ae.uni-kiel.de

Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Olshausenstraße 40 in 24118 Kiel



***Vortrag anlässlich der 52. Jahrestagung der GEWISOLA
„Herausforderungen des globalen Wandels für
Agrarentwicklung und Welternährung“
Universität Hohenheim, 26. bis 28. September 2012***

Copyright 2011 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

BIO AUCH BEI DER PREISSETZUNG: KONSUMMILCH IN DEUTSCHLAND

Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird die vertikale Preistransmission zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen für ökologisch und konventionell erzeugte Konsummilch analysiert. Insgesamt werden 1060 verschiedene Preisreihen in wöchentlicher Preisnotierung für den Zeitraum 2005 bis 2008 in Deutschland untersucht. Eine Besonderheit gegenüber bisherigen Studien stellt der einzelbetriebliche Ansatz auf Seiten des Lebensmitteleinzelhandels dar. Die Ergebnisse zeigen sowohl für Bio-Milch als auch für konventionelle Milch positive Asymmetrien im Preisanpassungsprozess. Im Gegensatz zu konventioneller Milch gibt es bei Bio-Milch-Handelsmarken keine Reduktion der Marge und auch keine geringere Preisasymmetrie im Vergleich zu den Herstellermarken. Diese Ergebnisse deuten somit nicht auf eine Berücksichtigung der „cooperate social responsibility“ bei der Preissetzung von Bio-Produkten hin.

Keywords:

Threshold-Fehlerkorrekturmodell, vertikale Preistransmission, Threshold-Kointegration, Bio-Milch

1 Einleitung

Gesundheit ist nicht alles, aber ohne Gesundheit ist alles nichts (A. Schopenhauer). Diesem Credo folgend erhoffen sich viele Konsumenten eine verbesserte Gesundheit durch den Konsum von Biolebensmitteln. Während die Hoffnung anfänglich durch konventionelle Analysen stark in Frage gestellt wurde, zeigen heutige Tests gleichwertige oder in einigen Dimensionen (mehr Vitamine, weniger Rückstände) deutlich bessere Qualitäten bei Bioprodukten im Vergleich zu ihren konventionellen Substituten. Neben der gesundheitlichen Wirkung geht es dem Konsumenten um die Schonung der Ressourcen (nachhaltige Produktion), Gentechnikfreiheit und die sogenannte „cooperate social responsibility“. Auch in diesen Dimensionen hat sich die Erfüllung der Kriterien im Zeitablauf verbessert (TEST, 2010). Bei standardisierten Produkten wie Vollmilch können Konsumenten selbst kaum Qualitätsunterschiede zwischen Bio-Produkten und konventionellen feststellen. Dennoch können die Unterschiede in den Vertrauenseigenschaften Preisaufläge bei Bioprodukten rechtfertigen. Begründet werden die Preisaufläge mit den höheren Produktions- und Vermarktungskosten (vgl. BIOPRODUKTE IM LEH). Bei Vollmilch variieren im Zeitraum von 2005 bis 2008 die mittleren Verbraucherpreise einer konventionell erzeugten Herstellermarke (Handelsmarke) zwischen 0,55 (0,50) und 1,19 (0,75) Euro pro Liter. Für Bio-Milch liegen die mittleren Verbraucherpreise von Herstellermarken (Handelsmarken) zwischen 0,60 (0,65) bis 1,39 (1,17) Euro pro Liter, also deutlich über den Preisen der konventionellen Produkte.

Gerade der konventionelle Lebensmitteleinzelhandel (LEH) wird immer wieder mit dem Vorwurf der Marktmissbrauch konfrontiert. Asymmetrische Preisanpassung wird dabei als ein Indiz für Marktmacht herausgestellt. Ob und inwieweit sich ein solches Verhalten auch in der Preissetzung bei Bio-Milch zeigt, ist Gegenstand dieser Arbeit. Dazu wird die vertikale Preistransmission zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen von Konsummilch (ökologisch und konventionell erzeugt) im deutschen LEH analysiert. So wird der Frage nachgegangen, ob es sich bei den Preisunterschieden zwischen ökologisch und konventionell erzeugter Konsummilch lediglich um einen Niveauunterschied handelt oder aber ob die beiden Produkte sich zusätzlich durch unterschiedliche Preisanpassungspolitiken des LEHs voneinander abheben. Desweiteren wird geklärt, ob der LEH bei den starken Herstellermarken im Vergleich zu den Handelsmarken tatsächlich in der Lage ist, die Verbraucherpreise flexibler an sich ändernde Molkereiabgabepreise anzupassen, um eine etwaige asymmetrische Preistransmission zu seinen eigenen Gunsten zu nutzen.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2 gibt einen kurzen Überblick über die Literaturbeiträge, die sich mit der vertikalen Preistransmission bei Milch und Milchprodukten beschäftigen. In Kapitel 3 wird das methodische Vorgehen erläutert; Kapitel 4 beschreibt die Datengrundlage; in Kapitel 5 werden die Ergebnisse beschrieben; der Beitrag schließt mit einem Fazit in Kapitel 6.

2 Literaturüberblick

Angefangen mit KINNUCAN UND FORKER (1987) gibt es eine Reihe von Artikeln, die sich speziell mit der vertikalen Preistransmission bei Milch und Milchprodukten beschäftigen. Nahezu alle diese Studien zeigen eine positive asymmetrische Preistransmission (KINNUCAN UND FORKER, 1987; SERRA UND GOODWIN, 2003; CHAVAS UND MEHTA, 2004; JENSEN UND MØLLER, 2007; BAUMGARTNER ET AL., 2009; EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2009 und STEWART UND BLAYNEY, 2011). Eine positive asymmetrische Preistransmission aus Sicht des LEH liegt dann vor, wenn bei steigenden Einkaufspreisen (Erzeugerpreis, Molkereiabgabepreis) der Verbraucherpreis im LEH signifikant schneller angehoben wird als er bei sinkenden Einkaufspreisen gesenkt wird (MEYER UND CRAMON-TAUBADEL, 2004). Folglich führt die Anwendung von positiver asymmetrischer Preistransmission zu einer temporären Steigerung der Marge des LEH. Eine solche asymmetrische Preistransmission kann verschiedene Ursachen haben u.a. Menükosten, Marktmacht, Preisstützung, Inflation und Mischkalkulationen des LEH.¹ Eine detaillierte Erläuterung der Ursachen asymmetrischer Preistransmission ist in MEYER UND CRAMON-TAUBADEL (2004) zu finden.

Viele dieser Studien analysieren die Preisbeziehung zwischen dem Erzeugerpreis und dem Verbraucherpreis. Ein Problem bei der Verwendung des Erzeugerpreises ist, dass die Landwirte oftmals langfristige Verträge mit ihren Molkereien haben und bei den genossenschaftlichen Molkereien Landwirte zudem Teilhaber am Unternehmen sind. Folglich muss die Beziehung zwischen Erzeuger- und Verbraucherpreis nicht den Regeln der auf Arbitrage basierten Marktintegration folgen. Desweiteren sind die Daten zumeist hoch aggregiert und liegen nur in monatlicher Frequenz vor. Aufgrund der Datenbasis kann also nur eine Aussage für das durchschnittliche Verhalten der gesamten Industrie getroffen werden. CRAMON-TAUBADEL ET AL. (2006) haben gezeigt, dass die Verwendung solcher aggregierter Daten zu verzerrten Interpretationen des Preistransmissionsverhaltens einzelner

¹ Eine detaillierte Erläuterung der Ursachen asymmetrischer Preistransmission findet sich in MEYER UND CRAMON-TAUBADEL (2004).

Akteure führen kann.² Ein dritter Kritikpunkt an den bisherigen Studien ist die Tatsache, dass die vertikale Preistransmission anhand von statistischer Signifikanz bewertet wird. Es werden allerdings keine Aussagen darüber getroffen, inwieweit eine statistisch signifikant nachgewiesene asymmetrische Preisreaktion auch von ökonomischer Relevanz ist. Diesen Kritikpunkten soll in diesem Beitrag Rechnung getragen werden.

3 Methodisches Vorgehen

ENGLE UND GRANGER (1987) haben mit ihrer Arbeit zur Kointegration auch einen entscheidenden Beitrag zur Messung asymmetrischer Preistransmission geleistet (GRANGER UND LEE, 1989; CRAMON TAUBADEL ET. AL, 1996). Die von ihnen vorgeschlagene Fehlerkorrekturdarstellung für kointegrierte Prozesse schließt Scheinkorrelationen aus und liefert eine ökonomisch gut zu interpretierende Modellspezifikation.³ Die grundlegende Idee bei der Ermittlung von asymmetrischer Preistransmission ist, dass ein langfristiges Gleichgewicht zwischen zwei Zeitreihen (Kointegration) besteht. Werden Abweichungen von diesem Gleichgewicht in Abhängigkeit vom Vorzeichen der Abweichung mit signifikant unterschiedlichen Geschwindigkeiten abgebaut, so liegt asymmetrische Preistransmission vor. Eventuell auftretende Asymmetrien im Preistransmissionsprozess können in positive und in negative Asymmetrien eingeteilt werden. Betrachtet man die Beziehung zwischen Großhandelspreisen und Verbraucherpreisen, so bedeutet eine positive Asymmetrie aus Sicht des LEH, dass die Verbraucherpreise schneller angepasst werden, wenn der Großhandelspreis angestiegen ist, als sie bei einem gesunkenen Großhandelspreis gesenkt werden. Diese positive Asymmetrie führt folglich dazu, dass die Marge für einen bestimmten Zeitraum höher ist als im langfristigen Gleichgewicht. Negative Asymmetrien beschreiben entsprechend das Gegenteil. In aktuelleren Beiträgen zur Ermittlung der Preistransmission wird das grundlegende Fehlerkorrekturmodell weiter modifiziert, indem auch nicht-kontinuierliche Anpassungen an das langfristige Gleichgewicht berücksichtigt werden (MEYER, 2002). Diese modifizierten Fehlerkorrekturmodelle werden als Threshold-Fehlerkorrekturmodelle bezeichnet. Das Modell von GRANGER UND LEE (1989) ist bereits ein Threshold-Fehlerkorrekturmodell. Der Threshold wird bei diesem Ansatz ex ante auf den Wert Null gesetzt. Der Wert des tatsächlichen Thresholds wird heute mithilfe verschiedener Methoden in einer Vorstufe geschätzt. Die in diesem Beitrag verwendeten Thresholds werden mit Hilfe der Prozedur von CHAN (1993) ermittelt. Bei diesem Vorgehen wird in einem ersten Schritt das langfristige Gleichgewicht zwischen zwei Zeitreihen geschätzt. Alle Residuen aus dieser Beziehung werden als potenzielle Thresholds geprüft. In einem zweiten Schritt wird dann ein Threshold-Autoregressives (TAR) Modell geschätzt, wobei jedes der in Schritt 1 ermittelten Residuen einmal als Threshold gesetzt wird. Das Modell mit den geringsten RSS (Residuenquadrate) identifiziert den geschätzten (optimalen) Threshold. Bei der Analyse von vertikaler Preistransmission werden häufig Fehlerkorrekturmodelle mit zwei Thresholds und entsprechend drei Regimen verwendet. Die Verwendung solcher Modelle erlaubt es, die Existenz von Anpassungskosten (menu cost) zu berücksichtigen.⁴ Betrachtet man die Beziehung zwischen den Großhandelspreisen und den Verbraucherpreisen, so verhindern Anpassungskosten die Reaktion auf kleine Änderungen des Großhandelspreises. Eine Anpassung des Verbraucherpreises erfolgt folglich nur, wenn die Änderung des Großhandelspreises eine bestimmte Schwelle überschreitet. In einem Fehlerkorrekturmodell mit 3 Regimen werden diese Schwellen durch die beiden Thresholds definiert. Das

² Als „einzelner Akteur“ ist beispielsweise eine spezielle Einkaufsstätte im Aggregat „LEH“ zu verstehen

³ Erste methodische Konzepte wurden von WOLFFRAM (1971, 1972) und HOUCK (1977) vorgestellt.

⁴ Anpassungskosten sind in diesem Zusammenhang die Kosten, die bei einer Preisänderung anfallen (neue Preisauszeichnungen, neue Preiskataloge, Informieren der Geschäftspartner, etc.)

resultierende innere Regime wird auch als „inactive band“ bezeichnet. Ist die Änderung des Großhandelspreises so gering, dass die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht im inneren Regime lokalisiert ist, so findet keine Anpassung statt.

Bei einem derartigen Two-Threshold-Fehlerkorrekturmodell wird für jedes der drei Regime ein eigener autoregressiver Prozess unterstellt. Dieses Vorgehen hat allerdings zur Folge, dass es wesentlich diffiziler wird, die Stationarität der Fehlerterme aus der Langfristbeziehung zu analysieren. Die Stationarität der Fehlerterme ist eine Voraussetzung für Kointegration. TJØSTHEIM (1990) hat bewiesen: Wenn die autoregressiven Prozesse in den beiden äußeren Regimen stationäre sind, dann ist der komplette Prozess stationär.⁵ Bei Vorliegen von Threshold-Kointegration und einer symmetrischen Lagstruktur der Ordnung k über alle Preise kann ein Fehlerkorrekturmodell der folgenden Form geschätzt werden:

$$\Delta p_{1t} = \alpha_0 + I_{t_1} \delta^- \mu_{t-1} + (1 - I_{t_1} - I_{t_2}) \delta^0 \mu_{t-1} + I_{t_2} \delta^+ \mu_{t-1} + \rho \Delta p_{2t} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} \Delta p_{1,t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} \Delta p_{2,t-j} + v_t \quad (1)$$

Gleichung 1 zeigt ein Two-Threshold-Fehlerkorrekturmodell mit drei Regimen.⁶ Δp_1 (Δp_2) steht für die Änderungen der endogenen (exogenen) Preise, μ_t ist das Residuum aus der Schätzung des langfristigen Gleichgewichts und charakterisiert somit die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht, δ^- (δ^+) zeigt die Abbaurate negativer (positiver) Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht auf, δ^0 bildet die Anpassungsrate im inneren Regime (inactive band) ab, ρ beschreibt die kontemporäre Anpassung des endogenen an eine Änderung des exogenen Preises und β_{1j} (β_{2j}) kennzeichnet den Einfluss der Lags des endogenen (exogenen) Preises auf die Änderung des endogenen Preises. Die Regimezugehörigkeit wird über die beiden Indikatorfunktionen I_{t_1} und I_{t_2} definiert. Ist μ_{t-1} kleiner als der untere Threshold (θ_1) dann gilt $I_{t_1} = 1$ (unteres Regime), andernfalls gilt $I_{t_1} = 0$, ist hingegen μ_{t-1} größer als der obere Threshold (θ_2), gilt $I_{t_2} = 1$ (oberes Regime) ansonsten $I_{t_2} = 0$.

4 Daten

Der Molkereisektor (2006: 198 Molkereien) in Deutschland lässt sich in genossenschaftlich organisierte (2006: 57 Molkereien) und nicht-genossenschaftlich organisierte (private) Unternehmen (2006: 141 Molkereien) unterteilen. Auch wenn es in Deutschland wesentlich mehr private Molkereien als Genossenschaften gibt, so werden dennoch 50 % der Rohmilch in Genossenschaften verarbeitet⁷ (AMI 2010; BMELV 2008). Neben der Größe unterscheiden sich die genossenschaftlich und die privat organisierten Molkereien zusätzlich

⁵ Für genauere Details zur Bestimmung der Threshold-Kointegration siehe auch CHAN ET AL. (1985), ANDREWS UND PLOBERGER (1994), HANSEN (1996), BALKE UND FOMBY (1997)

⁶ Auch wenn bei Anpassungskosten eine Two-Threshold-Modell mit drei Regimen theoretisch zu rechtfertigen ist, haben wir zusätzlich nach der Methode von STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006) die optimale Anzahl der Regime empirisch getestet.

⁷ Zu begründen ist diese Tatsache damit, dass die genossenschaftlichen Molkereien im Durchschnitt wesentlich größer sind als die privaten Molkereien. Unter der sechs größten Molkereien (zusammen haben diese einen Marktanteil vom 50%) sind vier Molkereien (DMK, Hochwald, Campina, MUH) genossenschaftlich und zwei privat (Müller, Omira) organisiert (FRIEDRICH 2010).

auch in der unternehmerischen Ausrichtung. Während die Genossenschaften die Kostenführerschaft anstreben, indem sie hauptsächlich Standardprodukte wie Milch und Butter produzieren und dadurch Skaleneffekte realisieren, setzen die privaten Molkereien ihren Fokus auf verstärkte Marketingaktivitäten und den Verkauf von hochveredelten Milchprodukten (EVERWAND ET AL. 2007; BUNDESKARTELLAMT 2009). Vergleicht man konventionell und ökologisch produzierte Milch miteinander, so ist der Anteil der ökologisch produzierten Milch, die an die Molkereien geliefert wird, noch verschwindend gering: 2008 wurden 27,8 Mio. Tonnen Milch an die deutschen Molkereien geliefert, davon waren lediglich 0,46 Mio. Tonnen Bio-Milch. Das entspricht einem Anteil von nur 1,6 % (AMI 2010).

Der LEH-Sektor in Deutschland zeichnet sich durch eine hohe Marktkonzentration aus. Die sechs größten LEH-Ketten haben zusammen bereits einen Umsatzanteil von über 75 % (FRIEDRICH 2010).⁸ Die daraus resultierende Marktmacht dieser sechs Unternehmen muss allerdings nicht zwangsläufig dazu führen, dass diese eine höhere Marge erwirtschaften, da sie untereinander einer großen Konkurrenz ausgesetzt sind und die Verbraucher sehr preissensitiv reagieren (TWARDAWA; 2006; BACHL ET AL. 2010, HELLBERG-BAHR ET AL. 2010). Der LEH-Sektor lässt sich in fünf verschiedene Distributionskanäle einteilen (A.C. NIELSEN 2006). Supermärkte zeichnen sich dadurch aus, dass sie fast ausschließlich Nahrungsmittel verkaufen und eine Verkaufsfläche von unter 799m² haben. Kleine (große) Verbrauchermärkte verkaufen auf einer Fläche von 800m² bis 1499m² (1500m² bis 5000m²) hauptsächlich Nahrungsmitteln aber auch einige Nichtnahrungsmittel. Im Sortiment von SB-Warenhäusern (Verkaufsfläche > 5000m²) sind neben Nahrungsmitteln auch etliche andere Waren wie etwa Kleidungsstücke und Elektronikartikel enthalten. Die Discounter zeichnen sich durch eine schmale Produktpalette von zumeist Nahrungsmitteln und einem großen Anteil an Handelsmarken aus (AGGARWAL, 2003; CLEEREN ET AL., 2010).

Zur Analyse der vertikalen Preistransmission zwischen dem Molkereisektor und dem LEH-Sektor werden als Verbraucherpreise Daten aus dem Scanner-Daten-Panel der SymphonyIRI Group GmbH (SIG, 2011) verwendet. Dieses Retail-Scanner-Daten-Panel beinhaltet für die Jahre 2005 bis 2008 wöchentliche Preisbeobachtungen für Konsummilch in einzelnen Einkaufsstätten. Insgesamt liegen über 2 Millionen Preisbeobachtungen vor. Aus allen Beobachtungen wurden die Produkte ausgewählt, die einen Fettgehalt von 3,5 % haben und im 1 Liter Tetrapack verkauft werden. Des Weiteren sind nur Produkte berücksichtigt worden, für die in jeder Woche des Beobachtungszeitraums Preisnotierungen vorliegen.⁹

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die verwendeten Daten. Neben der Unterscheidung zwischen ökologisch und konventionell erzeugter Milch werden die Handels- den Herstellermarken gegenübergestellt. Handelsmarken gehören dem LEH, Herstellermarken gehören dem produzierenden Unternehmen. Entsprechend ist auch der LEH für das Marketing und die Preissetzung bei den Handelsmarken verantwortlich (COLLINS-DODD, 2003). Bei den Herstellermarken kann zusätzlich zwischen genossenschaftlichen Molkereien und privaten Molkereien unterschieden werden. Der Anteil der ökologisch erzeugten Milch ist auch auf Verbraucherebene sehr gering. Berücksichtigt man die verkauften Mengen aus dem vorliegenden Datensatz, so beträgt der Marktanteil der ökologisch produzierten Milch

⁸ Edeka, Rewe, Metro, Lidl/Schwarz, Aldi, Lekkerland

⁹ Der komplette Beobachtungszeitraum (2005 bis 2008) umfasst 208 Wochen

lediglich 3,4 %¹⁰. Insgesamt stehen 143 (917) Verbraucher-Preisreihen für Bio-Milch (konventionelle Milch) zur Analyse der vertikalen Preistransmission zur Verfügung.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik der wöchentlichen Verbraucherpreise für Konsummilch in Deutschland über den Zeitraum 2005 bis 2008

	ökologisch erzeugte Milch - 3,5% Fett (Marktanteil: 3.45%)						konventionell erzeugte Milch - 3,5% Fett (Marktanteil: 96.5%)					
	Marken (Preisreihen)	Marktanteil	Mittelwert	Standardabw.	Min.	Max.	Marken (Preisreihen)	Marktanteil	Mittelwert	Standardabw.	Min.	Max.
Großhandelspreis			0.49	0.05	0.44	0.6			0.49	0.05	0.44	0.6
Preisreihen	(143)		0.97	0.12	0.6	1.39	(917)		0.77	0.16	0.5	1.19
Marke	14 (143)						70 (917)					
Herstellermarke	4 (24)	27.11%	0.99	0.17	0.6	1.39	49 (631)	41.54%	0.84	0.13	0.55	1.19
genossenschaftliche Molkereien	1 (9)	8.48%	1.11	0.13	0.99	1.39	35 (298)	23.28%	0.79	0.12	0.55	1.08
private Molkereien	3 (15)	18.63%	0.92	0.14	0.6	1.19	14 (333)	18.26%	0.89	0.12	0.62	1.19
Handelsmarken	10 (119)	72.89%	0.96	0.1	0.65	1.17	21 (286)	58.46%	0.6	0.08	0.5	0.75
Produktart												
Vollmilch	10 (74)	77.42%	0.95	0.14	0.6	1.39	35 (320)	23.45%	0.79	0.15	0.5	1.09
H_Milch	4 (69)	22.58%	0.98	0.08	0.89	1.17	35 (597)	76.55%	0.76	0.17	0.55	1.19
	Geschäfte (Preisreihen)											
Geschäfte	124 (143)						326 (917)					
Supermarkt	25 (27)	16.68%	0.98	0.13	0.65	1.39	72 (168)	6.81%	0.76	0.17	0.55	1.19
kleiner Verbrauchermarkt	23 (25)	17.68%	0.97	0.11	0.79	1.25	60 (175)	9.32%	0.77	0.17	0.55	1.19
großer Verbrauchermarkt	26 (35)	34.73%	0.96	0.13	0.6	1.19	72 (233)	25.73%	0.78	0.16	0.54	1.15
SB-Warenhaus	46 (52)	28.51%	0.97	0.1	0.69	1.15	83 (274)	50.60%	0.78	0.15	0.54	1.09
Discounter	4 (4)	2.41%	0.86	0.09	0.79	0.99	39 (67)	7.54%	0.65	0.14	0.5	1.05

Quelle: Eigene Berechnungen mit StataCorp. (2011) basierend auf SIG (2011).

Es werden 14 (70) verschiedene Bio-Milchmarken (konventionelle Milch) betrachtet. Bei diesen handelt es sich um 4 (49) Herstellermarken und um 10 (21) Handelsmarken. Insgesamt liegen dem Datensatz 124 (326) LEH-Geschäfte zugrunde in denen Bio-Milch (konventionelle Milch) verkauft wird. Innerhalb der fünf verschiedenen Geschäftsformate ist der Marktanteil mit 34,73 % für Bio-Milch im großen Verbrauchermarkt am größten, bei der konventionell erzeugten Milch haben die SB-Warenhäuser den weitaus größten Marktanteil (> 50 %).¹¹ Unabhängig von der Stärke der Marke oder vom Geschäftstyp ist die ökologisch erzeugte Milch im Mittel stets teurer als die konventionelle. Bei einem genaueren Vergleich der beiden Produkte fallen allerdings einige Unterschiede auf. Während es bei den Marken der konventionell erzeugten Milch einen deutlichen Unterschied in den mittleren Preisen von Herstellermarken (0,84 € pro Liter) und Handelsmarken (0,60 € pro Liter) gibt, existiert ein solcher Preisunterschied bei den Bio-Milchmarken nicht. Im Mittel kostet eine Bio-Milch-Handelsmarke 0,96 € pro Liter, während die Bio-Milch-Herstellermarken im Mittel mit 0,99 € pro Liter nur unwesentlich teurer ist. Einer genauere Aufteilung der Herstellermarken zeigt, dass Bio-Milch, die von einer genossenschaftlichen Molkerei (1,11 € pro Liter) produziert wird, im Schnitt 0,19 € pro Liter teurer ist als ein vergleichbares Produkt einer privaten Molkerei (0,92 € pro Liter). Bei der konventionell erzeugten Milch kehrt sich dieses Verhältnis um: Konsummilch einer genossenschaftlichen Molkerei (0,79 € pro Liter) ist im Mittel dieser Produktgruppe 0,10 € pro Liter günstiger als Konsummilch einer privaten Molkerei (0,89 € pro Liter). Ein Vergleich der Verbraucherpreise in den einzelnen Geschäftsformaten zeigt, dass für beide Produkte das Preisniveau im Discounter am geringsten ist. Die Preisniveaus der übrigen Geschäftsformate unterscheiden sich nicht signifikant.

¹⁰ Betrachten man den Umsatz ergibt sich ein vergleichbarer Umsatz von 3,3% am gesamten Milchmarkt (Jonas, 2005)

¹¹ An dieser Stelle ist zu beachten, dass der vorliegende Datensatz die Discounter Aldi und Lidl nicht berücksichtigt. Die errechneten Marktanteile spiegeln demnach nicht die tatsächlichen Marktanteile des deutschen LEH-Sektors wider.

Als Molkereiabgabepreis wird ein vom Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) veröffentlichter Preis verwendet. Das BMELV veröffentlicht in den statistischen Monatsberichten ein Aggregat über die Preismeldungen der deutschen Molkereien, in dem sowohl die Preise konventionell erzeugter Milch, als auch die Preise von ökologisch produzierter Milch enthalten sind. Auch wenn die Einkaufspreise der LEH-Ketten im Mittel schwanken, so stellt der verwendete Molkereiabgabepreis einen nach Meinung von Experten nach guten Proxy für die Änderung der Einkaufspreise des LEH-Sektors dar.

Die optimale Laglänge aller verwendeten Preisreihen wird anhand des Akaike Informationskriteriums (AIC) und eines Log-Likelihood-Ratio-Tests (LR) bestimmt. Anhand des AIC (LR) zeigt sich, dass für 88 % (70 %) der Preisreihen bis zu vier Lags die optimale Wahl darstellen. Mittels des ADF-Tests und des KPSS-Tests ermitteln sich die Stationaritätseigenschaften der Preisreihen. Die Nullhypothese des ADF-Test (H_0 : keine Stationarität) kann bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % für mehr als 99 % der Preisreihen nicht abgelehnt werden. Die Nullhypothese des KPSS-Test (H_0 : Stationarität) wird für 100 % der Preisreihen abgelehnt. Die ersten Differenzen hingegen weisen eindeutig Stationarität auf. Folglich sind die verwendeten Preisreihen alle integriert vom Grade 1. Die Kointegration zwischen dem Großhandelspreis und den Verbraucherpreisreihen wird in einem ersten Schritt anhand des Two-Step-Verfahrens von ENGLE UND GRANGER (1987) und des Johansen-Test (JOHANSEN, 1988, 1995) ermittelt. Für die Bio-Milch-Preisreihen weist das Engle und Granger Two-Step-Verfahren (Johansen-Test) bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % in nur 23 % (55 %) der Preisbeziehungen Kointegration nach. Bei den Preisreihen der konventionell erzeugten Konsummilch ist der Anteil der kointegrativen Beziehungen deutlich höher. Legt man die Ergebnisse des Two-Step-Verfahrens zu Grunde, so liegt in 66 % der Fälle Kointegration vor. Folgt man den Ergebnissen des Johansen-Tests, so gilt Kointegration sogar in 87 % der Fälle. Da für Bio-Milch bei einem Großteil der Preisbeziehungen keine Kointegration nachgewiesen werden kann, wird in einem zweiten Schritt auf Threshold-Kointegration nach dem Ansatz von ENDERS UND SIKLOS (2001) getestet.¹² Basierend auf der ϕ -Teststatistik (modifiziert für 3 Regime) ergibt sich für Bio-Milch (konventionell erzeugte Konsummilch) in 87% (95%) der untersuchten Preisbeziehungen Threshold-Kointegration.

4 Ergebnisse

Der Molkereiabgabepreis wird in dem Two-Threshold-Fehlerkorrekturmodell als exogene Variable gesetzt. Granger-Kausalitätstests bestätigen diese Annahme. In über 90 % aller analysierten Preisbeziehungen ist der Großhandelspreis Granger-kausal zum Verbraucherpreis, allerdings ist der Verbraucherpreis in weniger als 50 % der Fälle Granger-kausal zum Großhandelspreis.

Um das beschriebene Threshold-Fehlerkorrekturmodell (Gleichung 1) zu schätzen, wird analog zum Two-Step-Verfahren von ENGLE UND GRANGER (1987) in einem ersten Schritt für jede der Preisreihen die Langfristbeziehung mit dem Molkereiabgabepreis geschätzt. Die daraus resultierenden Residuen werden anschließend verwendet, um über das Grid-Search-Verfahren von CHAN (1993) die beiden Thresholds θ_1 und θ_2 zu ermitteln. Nach der

¹² ENDERS UND SIKLOS (2001) entwickeln ein Verfahren für zwei Regime. Wir erweitern diesen Ansatz auf drei Regime und bestimmen mithilfe einer Monte-Carlo-Simulation die ϕ -Teststatistik für 4 Lags und 208 Beobachtungen. Diese ergibt 4,84; 5,84 und 8,15 für das 90-, 95- und 99-Prozentig-Signifikanzniveau.

Ermittlung der exakten Thresholds wird dann in einem zweiten Schritt das eigentliche Threshold-Fehlerkorrekturmodell geschätzt.

Um die Ergebnisse der 143 (917) Preisbeziehungen bei Bio-Milch (konventionelle Milch) übersichtlich darstellen zu können, wird eine „Dependent-Variable-Regression“ mit den Schätzern des Anpassungsprozesses aus dem Fehlerkorrekturmodell durchgeführt. Es werden explizit die drei Anpassungsparameter der Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht (δ^- , δ_0 , δ^+), der kontemporäre Anpassungsparameter (ρ) und die durchschnittliche Marge des LEH betrachtet. Als exogene Variablen haben wir sowohl für die ökologisch produzierten, als auch für die konventionell erzeugten Vollmilchprodukte Dummies für Herstellermarken von privaten Molkereien und von genossenschaftlichen Molkereien, sowie Dummies für Handelsmarken verwendet. Desweiteren sind in die Schätzung Dummies für Frischmilch und H-Milch und Dummies für die verschiedenen Geschäftsformate eingeflossen. Zur Durchführung dieser Methode eignet sich sowohl eine OLS (ordinary least square) als auch eine WLS (weighted least square) Schätzung. Der Unterschied in den beiden Schätzungen ist, dass die OLS-Methode zwar unverzerrte aber möglicherweise ineffiziente Schätzer liefert, die WLS-Methode hingegen potentiell verzerrte dafür aber effiziente Schätzer (LEWIS, 2005). Da die Ergebnisse der beiden Schätzverfahren sehr ähnlich sind, werden hier die Ergebnisse der OLS-Methode dargestellt.

Tabelle 2: Ergebnisse der "Dependent-Variable-Regression" für ökologisch und konventionell erzeugte Vollmilch

ökologisch erzeugte Vollmilch	\emptyset	δ^-	δ_0	δ^+	ρ	konventionell erzeugte Vollmilch	\emptyset	δ^-	δ_0	δ^+	ρ
Herstellermarken-Frischmilch einer genossenschaftlichen Molkerei verkauft im Discounter	0.541*** (0.00)	-0.327*** (0.00)	-0.024*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	0*** (0.00)	Herstellermarken-Frischmilch einer genossenschaftlichen Molkerei verkauft im Discounter	0.276*** (0.00)	-0.073*** (0.00)	-0.017*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	0.015*** (0.00)
Marken im Vergleich zur Referenzgruppe						Marken im Vergleich zur Referenzgruppe					
private Molkereien	-0.173*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	0.021*** (0.00)	0.011*** (0.00)	-0.015*** (0.00)	private Molkereien	0.116*** (0.00)	-0.035*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.016*** (0.00)	-0.003*** (0.00)
Handelsmarke	-0.171*** (0.00)	0.108*** (0.00)	0.025*** (0.00)	0.002*** (0.00)	0.003*** (0.00)	Handelsmarke	-0.185*** (0.00)	-0.384*** (0.00)	-0.039*** (0.00)	-0.140*** (0.00)	0.022*** (0.00)
H-Milch im Vergleich zur Referenzgruppe						H-Milch im Vergleich zur Referenzgruppe					
H-Milch	0.026*** (0.00)	-0.103*** (0.00)	0.034*** (0.00)	-0.015*** (0.00)	0.037*** (0.00)	H-Milch	0*** (0.00) (0.00)	-0.04*** (0.00)	0*** (0.00) (0.00)	0*** (0.00) (0.00)	0.003*** (0.00)
Geschäftstypen im Vergleich zur Referenzgruppe						Geschäftstypen im Vergleich zur Referenzgruppe					
supermarket	0.081*** (0.00)	0.217*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	0.002*** (0.00)	-0.005*** (0.00)	supermarket	0.043*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.019*** (0.00)	-0.002*** (0.00)	-0.017*** (0.00)
small consumer market	0.092*** (0.00)	0.208*** (0.00)	-0.013*** (0.00)	0*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	small consumer market	0.040*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.019*** (0.00)	-0.009*** (0.00)	-0.015*** (0.00)
large consumer market	0.094*** (0.00)	0.184*** (0.00)	-0.008*** (0.00)	-0.011*** (0.00)	0.013*** (0.00)	large consumer market	0.020*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.014*** (0.00)	-0.007*** (0.00)	-0.016*** (0.00)
hypermarket	0.102*** (0.00)	0.172*** (0.00)	-0.011*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	0.012*** (0.00)	hypermarket	0.005*** (0.00)	-0.017*** (0.00)	0*** (0.00) (0.00)	-0.018*** (0.00)	-0.012*** (0.00)

Anmerkung: \emptyset : durchschnittliche Marge des LEH, δ^- : Anpassung im unteren Regime, δ_0 : Anpassung im mittleren Regime, δ^+ : Anpassung im oberen Regime, ρ : kontemporäre Anpassung

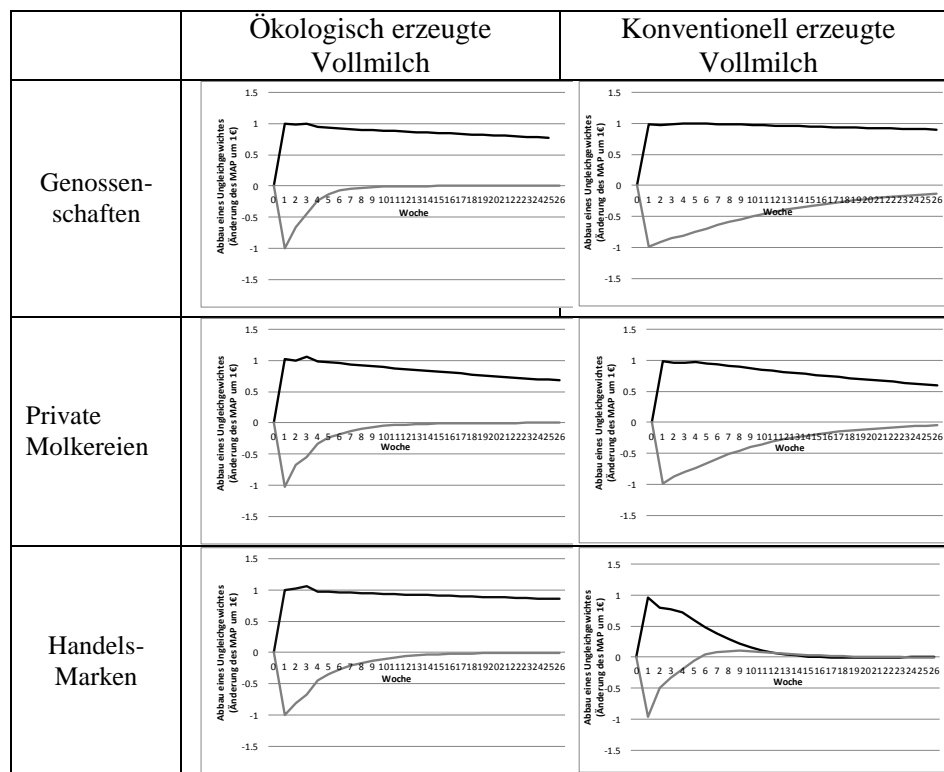
Quelle: eigene Berechnungen mit StataCorp. (2011) basierend auf SIG (2011)

Für beide Produkte stellt eine Herstellermarke Frischmilch, die im Discounter verkauft wird, die Referenzgruppe dar. Für ökologisch erzeugte Vollmilch ergibt sich eine mittlere Marge der Discounter in Höhe von 0,54 € pro Liter, in den anderen Geschäftsformaten ist diese Marge sogar um etwa 0,10 € pro Liter höher. Die mittlere Marge bei einer Handelsmarken-Bio-Milch mit einer Differenz von 0,17 € pro Liter deutlich geringer als bei der Herstellermarke. Die Marge bei Herstellermarken von privaten Molkereien ist um 0,17 € pro Liter geringer und ist damit auf dem Niveau der Handelsmarken. Negative Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht werden in der Referenzgruppe der Bio-Milchprodukte mit

einer Rate von 32,7 % pro Woche abgebaut; diese Abbaurate ist signifikant höher als die Abbaurate positiver Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht (0,8 % pro Periode). Folglich liegt in dieser Produktgruppe eine positive Asymmetrie in der Preistransmission vor – Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, welche die Marge des LEH schmälern, werden schneller abgebaut, als die Abweichungen, welche die Marge ausdehnen. Im Vergleich zu den Herstellermarken ist diese positive Asymmetrie bei den Handelsmarken geringer, bleibt aber dennoch signifikant. Bei den ökologisch erzeugten H-Milch-Produkten steigert sich die positive Asymmetrie im Vergleich zur Referenzgruppe Frischmilch. Vergleicht man die langfristigen Anpassungen der anderen Geschäftsformate mit den Anpassungskoeffizienten der Discounter, so stellt man fest, dass auch in diesen Formaten (positive) asymmetrische Preis Anpassung praktiziert wird, diese allerdings deutlich geringer ist als im Discounter. Eine kontemporäre Anpassung ökologisch erzeugter Vollmilch findet in allen Geschäftsformaten und auch bei den beiden unterschiedlich starken Marken (Handels-/Herstellermarke) nahezu nicht statt, einzig bei den H-Milch-Produkten ist eine kontemporäre Anpassung von etwa 3,7 % zu beobachten. Die mittlere Marge einer konventionell erzeugten Vollmilch in der entsprechenden Referenzgruppe beträgt 0,28 € pro Liter. Anders als bei den Bio-Milchprodukten ist diese Marge bei Produkten, die von privaten Molkereien produziert werden, im Mittel um ca. 0,12 € pro Liter höher. Die Marge bei den Handelsmarken ist erwartungsgemäß kleiner als bei den Herstellermarken. Auch bei konventionell erzeugter Vollmilch erwirtschaften die anderen Geschäftsformate im Mittel eine höhere Marge als der Discounter. Die Abbauraten positiver Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht liegen auf einem vergleichbaren Niveau wie die entsprechenden Abbauraten bei den ökologisch erzeugten Produkten. Die Abbauraten negativer Abweichungen sind allerdings deutlich geringer. Dennoch können statistisch signifikante (positive) Asymmetrien nachgewiesen werden. Eine Besonderheit in dieser Produktkategorie stellen allerdings die Handelsmarken dar. Im Vergleich zur Referenzgruppe werden bei diesen Produkten negative Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht knapp 40 % pro Periode stärker abgebaut, der Abbau positiver Abweichungen erfolgt in etwa 14 % schneller. Die positiven Asymmetrien sind folglich bei den Handelsmarken deutlich stärker ausgeprägt als bei den Herstellermarken. Auch bei dieser Produktgruppe ist die kontemporäre Anpassung nahezu zu vernachlässigen.

Um diese dynamischen Prozesse besser zu verdeutlichen, sind in Abbildung 1 ausgewählte Impuls-Antwort-Funktionen dargestellt. Diese zeigen, wie eine theoretischer Änderung des Molkereiabgabepreises (MAP) um 1€ in den jeweiligen Produktgruppen abgebaut wird. Aus Abbildung 1 wird ersichtlich, dass sowohl die ökologisch erzeugten als auch die konventionell erzeugten Vollmilchprodukte positive Asymmetrien aufweisen. Steigt der MAP um 1€ befindet sich das System in einer negativen Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht – derartige Schocks werden wesentlich schneller abgebaut als die Schocks, die aus einem gesunkenen MAP (positive Abweichungen) resultieren. Diese positiven Asymmetrien sind bei den Bio-Milchprodukten wesentlich stärker ausgeprägt als bei den konventionell erzeugten Produkten. Zusammenfassend kann bisher gesagt werden, dass sowohl für ökologisch erzeugte als auch für konventionell erzeugte Vollmilchprodukte statistisch signifikante positive Asymmetrien im Preistransmissionsprozess festgestellt werden können.

Abbildung 1: Impuls-Antwort-Funktionen ausgewählter Vollmilchprodukte

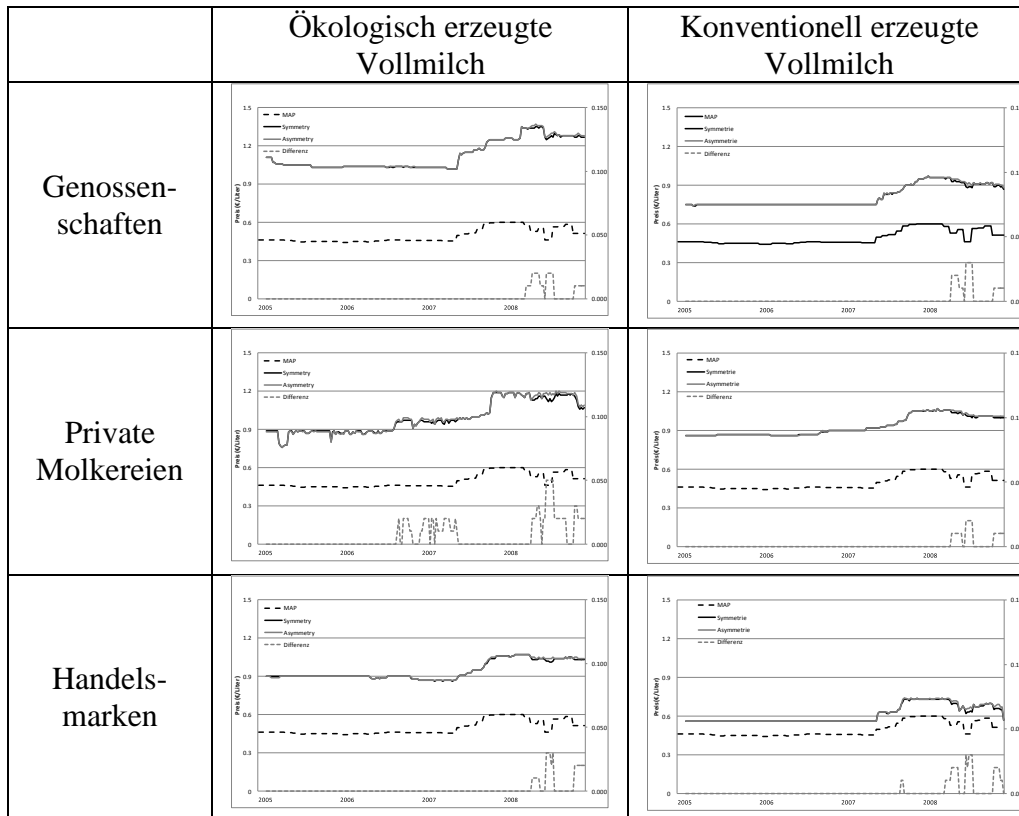


Quelle: eigene Berechnungen mit StataCorp. (2011) basierend auf SIG (2011)

Es kann allerdings keine Aussage darüber gemacht werden, wie bedeutend diese positiven Asymmetrien in ökonomischer Hinsicht sind. Um die ökonomischen Auswirkungen zu quantifizieren folgen wir dem Ansatz von CRAMON-TAUBADEL (1998). Dazu simulieren wir Zeitreihen mithilfe der tatsächlichen Schätzer des asymmetrischen dynamischen Prozesses und vergleichen diese mit der Simulation eines symmetrischen dynamischen Prozesses. Zur Simulation des symmetrischen Prozesses wird sowohl für positive als auch für negative Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht der gleiche Anpassungsparameter verwendet und zwar der jeweils absolut größere aus dem asymmetrischen Prozess. Die Ergebnisse dieser Simulationen sind in Abbildung 2 dargestellt.

In Abbildung 2 sind neben den beiden Simulationen der symmetrischen und asymmetrischen Zeitreihen die Differenzen daraus abgebildet. Diese Differenzen geben Auskunft über die ökonomische Bedeutung der asymmetrischen Preistransmission. Auch wenn der Grad der Asymmetrie (wie oben gezeigt) für ökologisch und konventionell erzeugte Vollmilch unterschiedlich ist und auch die entsprechenden Margen ungleich stark ausgeprägt sind, so lässt sich dennoch feststellen, dass der wirtschaftliche Effekt der positiven asymmetrischen Preistransmission bei allen betrachteten Produkten relativ gleich stark ausgeprägt ist. Grundsätzlich lässt sich erkennen, dass nur in den Zeiten stark volatiler Preise, so wie es in den Jahren 2007 und 2008 der Fall war, ein wirtschaftlich bedeutsamer Effekt zu beobachten ist. Für alle Produkte (Bio-Milch von privaten Molkereien bildet eine Ausnahme) liegt der maximale Effekt, der durch das asymmetrische Preisanpassungsverhalten entsteht, bei 0,03 € pro Liter, in den Jahren 2005 bis Mitte 2008 sind die Asymmetrien allerdings aus wirtschaftlicher Sicht nahezu bedeutungslos. Bei den Bio-Milchprodukten privater Molkereien ist dieser Effekt etwas ausgeprägter als bei den übrigen Produkten, hat im Maximum allerdings auch „nur“ einen Effekt von 0,05 € pro Liter.

Abbildung 2: Simulation der Verbraucherpreise bei symmetrischer und asymmetrischer Preisanpassung



Quelle: eigene Berechnungen mit StataCorp. (2011) basierend auf SIG (2011)

5 Fazit

In diesem Beitrag wird ein Two-Threshold-Fehlerkorrekturmodell verwendet, um die vertikale Preistransmission zwischen den Molkereiabgabepreisen und den Verbraucherpreisen für ökologisch und konventionell erzeugte Konsummilch im LEH zu ermitteln. Insgesamt wurden dafür 1060 verschiedene Preisbeziehungen analysiert.

Die Marge bei den ökologisch produzierten Produkten ist erwartungsgemäß höher als die Marge bei den konventionell erzeugten Produkten. Vergleicht man die Anpassungskoeffizienten der beiden Produkte, so findet sowohl für ökologisch als auch für konventionell erzeugte Konsummilch nahezu keine kontemporäre Anpassung statt. Auftretende Ungleichgewichte werden folglich nur langfristig abgebaut. Bei allen betrachteten Konsummilchprodukten werden positive Asymmetrien im langfristigen Preisanpassungsprozess gefunden. Steigt der Molkereiabgabepreis, wird der Verbraucherpreis schneller angepasst als bei einem sinkenden Molkereiabgabepreis. Im Ausmaß dieser positiven Asymmetrien unterscheiden sich die ökologisch und die konventionell erzeugten Konsummilchprodukte voneinander. Die Preisasymmetrien bei Bio-Milch sind höher als bei konventioneller Milch. Insbesondere bei den Handelsmarken finden wir eine vergleichsweise geringere Reduktion der Marge und einen geringeren Abbau der Preisasymmetrie gegenüber den Herstellermarken als bei konventioneller Milch. Diese Ergebnisse deuten nicht auf eine Berücksichtigung der „cooperate social responsibility“ bei der Preissetzung von Bio-Produkten hin.

Der Vergleich von Simulationen der symmetrischen mit den Simulationen der asymmetrischen Prozesse zeigt jedoch, dass unabhängig vom Produkt der wirtschaftliche Vorteil der asymmetrischen Preistransmission lediglich in der Zeit starker Preisschwankungen (2007/2008) bedeutend ist und einen zusätzlichen Erlös von ca. 3 Eurocent pro Liter ausmacht.

6 Literatur

- AGGARWAL, R. (2003): European Discount Retailing Uncovered. In: *European Retail Digest 38 (Summer)*, S. 1–5.
- AMI (2010): Agrarmarktinformationsgesellschaft: AMI-Marktbilanz Milch 2010. Hg. v. Agrarmarkt Informations-Gesellschaft mbH. Bonn.
- ANDREWS, D. W. K. UND PLOBERGER, W. (1994): Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. In: *Econometrica* 62 (6), S. 1383–1414.
- BACHL, T.; ADLWARTH, W.; CLAASEN, A. UND DREIBACH, D. (2010): Preisoptimierung im Deutschen Lebensmittelhandel. Von einer wettbewerbs- zur kundenorientierten Preisfindung. Hg. v. SAP Deutschland AG & Co. KG und GfK Panel Services Deutschland.
- BALKE, N. S. UND FOMBY, T. B. (1997): Threshold Cointegration. In: *International Economic Review* 38 (3), S. 627–645.
- BAUMGARTNER, J.; CRESPO-CUARESMA, J. UND FERNANDEZ-AMADOR, O. (2009): Milking the Prices: The Role of Asymmetries in the Price Transmission Mechanism for Milk Products in Austria. In: *WIFO Working Papers*, S. 1–18.
- BIOPRODUKTE IM LEH: verfügbar unter: [//orgprints.org/00002747](http://orgprints.org/00002747)
- BMELV: Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (verschiedene Jahrgänge): Statistisches Jahrbuch für Landwirtschaft. Bonn.
- BMELV (2008): Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz : Die Unternehmensstruktur der Molkereiwirtschaft in Deutschland. Bonn.
- BUNDESKARTELLAMT (2009): Sektoruntersuchung Milch – Zwischenbericht. Bonn.
- CHAN, K. S. (1993): Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. In: *The Annals of Statistics* 21 (1), S. 520–533.
- CHAVAS, J.-P. UND MEHTA, A. (2004): Price Dynamics in a vertical Sector: The Case of Butter. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86 (4), S. 1078–1093.
- CLEEREN, K.; VERBOVEN, F.; DEKIMPE, M. AND GIELENS, K. (2010): Intra- and interformat Competition Among Discounters and Supermarkets. In: *Marketing science* 29 (3), S. 456–473.
- COLLINS-DODD, C. UND T. LINDLEY (2003): Store brands and retail differentiation. In: *Journal of Retailing and Consumer Services* 10, S. 345-352
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON (1998): Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market. In: *European Review of Agricultural Economics* 25, S. 1–18.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON UND LOY, J.-P. (1996): Price Asymmetry in the international Wheat Market: Comment. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 44, S. 311-317.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON UND LOY, J.-P. (1999): Identifikation asymmetrischer Preisanpassungsprozesse für integrierte Zeitreihen. In: *Journal of Economics and Statistics* 218 (1+2), S. 85–106.
- CRAMON-TAUBADEL, S. VON; LOY, J.-P. UND MEYER, J. (2006): The impact of cross-sectional data aggregation on the measurement of vertical price transmission: An experiment with German food prices. In: *Agribusiness* 22 (4), S. 505–522.
- ENDERS, W. AND GRANGER, C. W. J. (1998): Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 16 (3), S. 304–311.
- ENDERS, W. UND SIKLOS, P. L. (2001): Cointegration and Threshold Adjustment. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 19 (2), S. 166–176.
- ENGLE, R. F. UND GRANGER, C. W. J. (1987): Cointegration and Error Correction Fehlerkorrektur. In: *Econometrica* 55 (2), S. 251–276.
- EUROPEAN COMMISSION (2009): Analysis of price transmission along the food supply chain in the EU. Brüssel. Verfügbar unter: http://ec.europa.eu/economy_inance/articles/structural_reforms/article16028_en.htm.
- EVERWAND, W.; INGENBLEEK, P. UND BACKUS, G. (2007): From Commodity to Customer Value - The Transition from a Production-Oriented to a Market-Oriented European Dairy Industry. The Agricultural Economics Research Institute (LEI). The Hague.

- FRIEDRICH, C. (2010): Milchverarbeitung und -vermarktung in Deutschland - eine deskriptive Analyse der Wertschöpfungskette. In: *Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie*. Johann Heinrich von Thünen- Institut. Braunschweig.
- GOODWIN, B. K. UND PIGGOTT, N. (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83, S. 302–317
- GRANGER, C. W. J. UND LEE, T. H. (1989): Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and non-symmetric error correction models. In: *Journal of Applied Econometrics* 4, S. 145–159.
- HANSEN, B. E. (1996): Interference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis. In: *Econometrics Journal* 64 (2), S. 413–430.
- HANSEN, B. E. (1999): Testing for Linearity. In: *Journal of Economic Surveys* 13 (5), S. 551–576.
- HANSEN, B. E. AND SEO, B. (2002): Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. In: *Journal of Econometrics* 110 (2), S. 293–318.
- HELLBERG-BAHR, A.; PFEUFFER, M.; STEFFEN, N.; SPILLER, A. AND BRÜMMER, B. (2010): Preisbildungssysteme in der Milchwirtschaft- Ein Überblick über die Supply Chain Milch. Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung. Universität Göttingen.
- HOUCK, J. (1977): An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions. *American Journal of Agricultural Economics* 59(3), S. 570-572
- LEWIS, J. UND LINZER, D. (2005): Estimating Regression Models in Which the Dependent Variable Is Based on Estimates. In: *Political Analysis* 13, S. 345+364
- JENSEN, J. UND SKADKÆR MØLLER, A. (2007): Vertical Price Transmission in the Danish food marketing chain. Hg. v. Institute of Food and Resource Economics – Working Paper. Copenhagen.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. In: *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, S. 231–254.
- JOHANSEN, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. In: *Oxford University Press*.
- JONAS, A. UND ROOSEN, J. (2006): Eine zweistufige Nachfrageschätzung für Milch: Biomilch, Handelsmarken und Herstellermarken. In: *Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V.*, Bd. 41, S. 57-68
- KINNUCAN, H. W. UND FORKER, O. D. (1987): Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products. In: *American Journal of Agricultural Economics* 69 (2), S. 285–292.
- MEYER, J. UND CRAMON-TAUBADEL, S. VON (2004): Asymmetric Price Transmission. In: *Journal of Agricultural Economics* 55 (3), S. 581–611.
- A.C. NIELSEN (2006): *Universen 2006. Handel und Verbraucher in Deutschland*. Hg. v. A.C. Nielsen GmbH.
- SERRA, T. UND GOODWIN, B. (2003): Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector. In: *Applied Economics* 35 (18), S. 1889–1899.
- STEWART, H. UND BLAYNEY, D. P. (2011): Retail Dairy Prices Fluctuate with the Farm Value of Milk. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 2011.
- STRIKHOLM, B. UND TERÄSVIRTA, T. (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. In: *Econometrics Journal* 9 (3), P. 472–491.
- SIG (2011): Retail Scanner Data. SymphonyIRI Group GmbH. Düsseldorf.
- StataCorp. (2011): *Stata Statistical Software: Release 12*. College Station, TX: StataCorp LP.
- TERÄSVIRTA, T., (2006): Univariate nonlinear time series models. In: Mills, T.C., Patterson, K. (Eds.): *Palgrave Handbook of Econometrics – Econometric Theory*. Volume 1. Palgrave Macmillan, New York.
- Test (2010): Stiftung Warentest – “Der Bio-Check“, Juni 2010
- TJØSTHEIM, D. (1990): Non-linear Time Series and Markov Chains. In: *Advances in Applied Probability* 22 (3), S. 587–611.
- TWARDAWA, W. (2006): Die Rolle der Discounter im deutschen LEH. Marken und Handelsmarken im Wettbewerb der Vertriebskanäle für Konsumgüter. In: Zentes (Hg.): *Handbuch Handel: Strategien- Perspektiven- Internationaler Wettbewerb*. 1. Auflage. Gabler Verlag. Wiesbaden.
- WOLFFRAM, R. (1971): Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches–Critical Notes. In: *American Journal of Agricultural Economics* 53(2), S. 356-359.