

Volatile Weltmarktpreise von Milchprodukten und ihr Einfluss auf die nationale Preisbildung: Der deutsche Käsemarkt

Sascha A. Weber*, Petra Salamon* und Heiko Hansen**

Zusammenfassung

Aufgrund der schrittweisen Senkung der Interventionspreise und der Aussetzung von Exporterstattungen der Europäischen Union wurde die weitgehende Abkopplung des EU-Binnenmarktes für Milchprodukte vom Weltmarkt deutlich abgeschwächt. Preisschwankungen des Weltmarktes können so auf allen Ebenen des Binnenmarktes wirken. In bisherigen Studien zur Preistransmission von Milch und Milchprodukten standen die Beziehungen zwischen Einzelhandel und Erzeuger bzw. Erzeuger und Weltmarkt im Vordergrund. Eine vollständige Betrachtung der gesamten Wertschöpfungskette fand nicht statt.

Das Ziel des vorliegenden Beitrages ist es, die Entwicklung der Milchpreise über die gesamte Kette hinweg – vom Milcherzeuger bis zum Einzelhandel/Verbraucher bzw. Weltmarkt – zu untersuchen. Für die Analyse werden monatliche Daten des Zeitraums Januar 1997 bis Oktober 2011 verwendet. Durch Anwendung verschiedener Spezifikationen von Fehlerkorrekturmodellen werden Asymmetrien analysiert.

Die Ergebnisse zeigen, dass enthaltene Saisoneffekte durch die Preispolitik des Einzelhandels ausgeglichen werden. Allerdings gewinnt die Saisonalität auch bei den internationalen Preisen an Bedeutung. Dies lässt sich auf einen höheren Anteil der graslandbasierten Milchproduktion im internationalen Handel zurückzuführen. Zu sehen ist auch, dass sich Zeitverzögerungen, mit denen Preisänderungen zwischen den Marktstufen der Wertschöpfungskette weitergegeben werden, unterscheiden. Es liegen also Asymmetrien vor.

Schlüsselworte: *Preistransmission, Milchmarkt, Wertschöpfungskette, Stützungsabbau*

Abstract

Volatile world market prices for dairy products and their influence on domestic price formation: The German cheese market

The foreclosure of the internal milk market has been significantly reduced with the stepwise reduction of intervention prices and the suspension of export refunds of the European Union. Thus, price developments of the world market could now affect all levels of supply chain.

Previous studies on price transmission of milk and milk products refer to the relationship between retail and producers or producers and world markets. Therefore, the objective of this paper is to analyse price transmission along the total supply chain. With a focus on the German cheese market. For the analysis monthly data is used ranging from January 1997 to October 2011. Applying different error correction model specifications asymmetries are analysed.

The results indicate that retailers balance seasonal variations of producers' and wholesalers' prices. In addition, it can be noted that seasonality is becoming increasingly important for international prices due to higher shares of grassland based milk production. It can also be shown that the time lags in which price changes are passed on between the different levels differ. Thus, within the supply chain of milk and milk products there exist price asymmetries.

Keywords: *price transmission, dairy market, supply chain, producer support*

* Thünen-Institut für Marktanalyse, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig

** Thünen-Institut für Betriebswirtschaft, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig

1 Einleitung

Der Markt für Milch gehört zu einem der bedeutendsten Agrarmärkte in Deutschland. Gemessen am Produktionswert der landwirtschaftlichen Erzeugung insgesamt hat Milch 2010 einen Anteil von etwa 20 % (BMELV 2011, S. 164). In der Europäischen Union (EU) wies der Milchsektor in der Vergangenheit ein hohes Außenschutz- sowie internes Unterstützungsniveau durch die Gemeinsame Marktordnung auf, während zeitgleich das Milchangebot durch eine Quotenregelung beschränkt wurde. Aufgrund der relativ hohen Importzölle war der europäische Milchmarkt vom Weltmarkt abgeschottet. Exporte wurden mittels Exporterstattungen soweit verbilligt, dass sie mit Angeboten aus Drittländern konkurrieren konnten. Beginnend mit der Agenda 2000, gefolgt von den Luxemburger Beschlüssen 2003 und dem Gesundheitscheck 2007, wurde die Marktstützung auch im Milchsektor neu strukturiert. Grundsätzlich wurde die gekoppelte Marktpreisstützung in Form von Interventionspreisen für Butter und Magermilchpulver zugunsten entkoppelter Zahlungen an die Milcherzeuger schrittweise reduziert. Die erste Senkung der Interventionspreise fand 2005 statt. Zusätzlich wurden die Mengen für Interventionsankäufe beschränkt und der Ausstieg aus der Milchquotenregelung für 2014/15 bekanntgegeben. Dabei soll der Ausstieg aus der Milchquote als „sanfte Landung“ stattfinden. Dies wird durch eine jährliche einprozentige Erhöhung der nationalen Quotenmengen¹ erreicht, welche einen kontinuierlich abnehmenden Milchquotenpreis induzieren soll.

Obwohl in der Vergangenheit Exportsubventionen für europäische Milcherzeugnisse gezahlt wurden, um den Binnenmarkt von überschüssigen Mengen zu entlasten, führte dies nur zeitweise zu einem gestiegenen EU-Anteil im internationalen Handel mit Milchprodukten. Denn während die EU-Binnenmarktnachfrage stieg, war für die milchverarbeitenden Unternehmen² das Ausgangsprodukt Rohmilch durch das Milchquotenregime begrenzt. In anderen für den internationalen Handel bedeutenden Produktionsregionen bestanden solche Restriktionen nicht, so dass der Handelsanteil vor allem der Erzeugerländer mit graslandbasierten Produktionssystemen wie Neuseeland, Australien, Ländern in Südamerika, aber auch der Vereinigten Staaten von Amerika gestiegen ist. Daneben führten das globale Wirtschaftswachstum und die damit vor allem in Schwellenländern gestiegene Nachfrage nach Milchprodukten zu steigenden Weltmarktpreisen. Diese gestiegene Nachfrage wurde überwiegend durch die graslandbasierte Milchproduktion befriedigt, welche jedoch sehr anfällig gegenüber sich verändernden Wetterverhältnissen ist. Aus diesem Grund weisen internationale Preise für Milch und Milchprodukte hohe Preisschwankungen auf, die sich auf die nationalen Märkte der EU übertragen.

Das geringere Stützungs-niveau für Interventionsprodukte hat auf dem deutschen Markt für Milch und Milchprodukte zu einer Verschiebung von Produktionstrends geführt. Unter dem umfassenden Interventionssystem für Butter und Magermilchpulver wurden Milchüberschüsse in der Regel zu diesen beiden Interventionsprodukten verarbeitet. Mit dem Abbau der internen Stützungsmaßnahmen haben sich die Verarbeitungsstrukturen zugunsten einer stabil wachsenden Käseproduktion verschoben, in deren Rahmen auch in gewissem Umfang zusätzliche Milchmengen verarbeitet werden. In Deutschland wird diese Entwicklung durch eine hohe heimische Nachfrage nach Käse und durch eine relative saisonale Knappheit des Rohmilchangebots im Herbst/Winter gestützt. Daher wird dem Verlauf des Käsepreises immer mehr Aufmerksamkeit geschenkt. Es ist festzustellen, dass mittlerweile mehr als ein Drittel des Rohmilchangebots zu Käse weiterverarbeitet wird. Die Preisbildung für Käse hat somit einen dauerhaften Einfluss auf die Erzeugerpreise für Rohmilch.

Es ist daneben festzustellen, dass die Großhandelspreise für Käse stärker schwanken als in der Vergangenheit. Wenn die gesamte Wertschöpfungskette betrachtet wird, zeigt sich, dass Einzelhandelspreise weniger volatil sind als Milcherzeugerpreise. Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel (LEH) ist durch eine hohe Konzentrationsrate und durch eine vorherrschende Stellung der Discounter gekennzeichnet. Letztere haben in den Preisverhandlungen mit den Molkereien bzw. Großhändlern eine Verhandlungsführerschaft. Daraus wird abgeleitet, dass der LEH das Preisniveau der Molkereien beeinflusst. Letztgenannte wiederum geben Preisentwicklungen an die Milcherzeuger weiter. Diese Beobachtung verleitet zu der Annahme, dass Einzelhändler sinkende Erzeugerpreise nicht vollständig an Verbraucher weitergeben und umgekehrt. Es liegt also scheinbar eine Preisasymmetrie vor (Kinnucan und Forker, 1987; Azzam, 1999; Serra und Goodwin, 2002). Darauf aufbauend leiten sich Diskussionen über Marktmacht, Handelsspannen und die Preistransmission in Wertschöpfungsketten ab. So wurden beispielsweise in Deutschland Anhörungen durch den Bundestag (Deutscher Bundestag, 2010) bzw. in Australien durch den Senat (Senate, 2010) zu diesem Thema abgehalten.

Grundsätzlich kann angenommen werden, dass volatile Weltmarktpreise vor allem das Preisniveau auf den unteren Stufen der Wertschöpfungskette negativ beeinflussen. Es kann nicht nur zu den beschriebenen Preisasymmetrien zwischen den einzelnen Marktstufen kommen, sondern es sind auch Unterschiede im Zeitrahmen denkbar, mit denen Preisänderungen an nach- bzw. vorgelagerte Stufen weitergegeben werden.

Die Preistransmission für Milch und Milchprodukte wurde bereits in zahlreichen Studien analysiert, wobei die meisten dieser Studien die Ebene des LEH bzw. der Verbraucher berücksichtigen und einen speziellen Fokus auf Vollmilch³ legen. Diese Studien abstrahieren von Effekten weiterer in

¹ Für Italien wurde dies in einem einzigen Schritt durchgeführt.

² Zur Vereinfachung werden im weiteren Verlauf des Beitrags die milchverarbeitenden Unternehmen als Molkereien bezeichnet.

³ Beispielsweise in Kinnucan und Forker (1987), Serra und Goodwin (2002) oder Capps und Sherwell (2005).

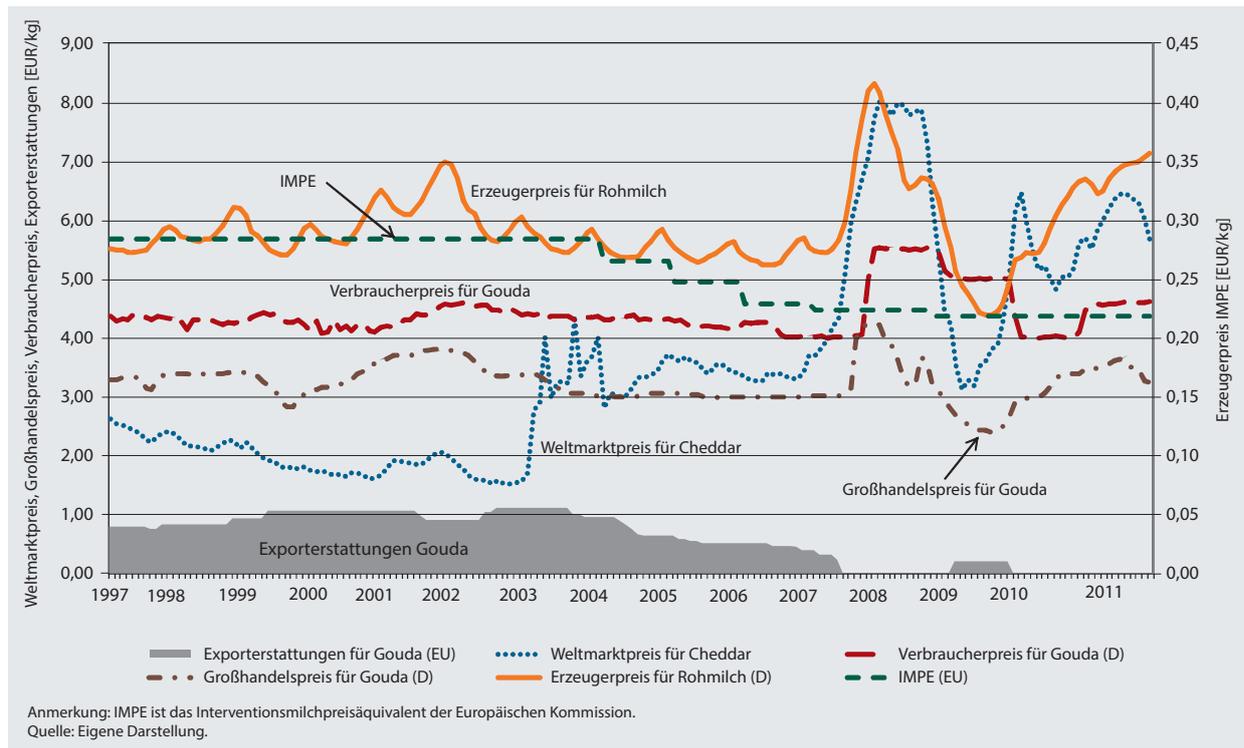


Abbildung 1

Entwicklung der Preise für Käse auf verschiedenen Marktstufen und der Erzeugerpreise Rohmilch zwischen 1997 und 2011

der Wertschöpfungskette beteiligter Marktstufen (Großhandel und Weltmarkt). Das Ziel dieses Beitrags ist es daher, die Preistransmission für Milch bzw. Milchprodukte von der Erzeugung bis hin zum LEH zu analysieren und eventuell vorhandene Asymmetrien zu identifizieren. Dabei wird insbesondere der Zeitrahmen für die Weitergabe von Preisänderungen zwischen den Marktstufen untersucht. Zudem soll die Wirkung schwankender Weltmarktpreise auf die deutsche Wertschöpfungskette Milch analysiert werden.

2 Preise für den deutschen Käsemarkt

Da in dem vorliegenden Beitrag Beziehungen und Korrelationen zwischen monatlichen Preisen von Milch und Milchprodukten verschiedener Marktstufen betrachtet werden, wird die Analyse zur Vereinfachung auf ein Produkt konzentriert – Käse. Nachfolgend werden die Preisentwicklungen auf dem Weltmarkt sowie dem deutschen Markt für Käse dargestellt und die für die Schätzungen verwendeten Daten kurz beschrieben.

Die Entwicklung des Weltmarktpreises für Käse sowie des deutschen Erzeugerpreises für Rohmilch ist in Abbildung 1 dargestellt. Des Weiteren werden EU-Exporterstattungen und das Interventionsmilchpreisäquivalent⁴ (IMPE) der EU-

Kommission betrachtet. Zusätzlich zu internationalen Preisen werden die Stufe des Großhandels und der Verbraucher in die Analyse einbezogen, um die maßgeblichen Marktstufen der Wertschöpfungskette Käse abzubilden. Die Beobachtungsperiode erstreckt sich von Januar 1997 bis Oktober 2011.

Die verwendeten Daten stammen aus unterschiedlichen Quellen, die im Folgenden beschrieben werden. Zeitreihendaten für Käsepreise auf Ebene des Weltmarktes, welche zugleich ausreichende Handelsmengen über einen längeren Zeitraum repräsentieren, stehen nur für Cheddar aus Ozeanien⁵ zur Verfügung. Diese internationalen Preise sind jedoch für einen exportwilligen deutschen Milchverarbeiter weniger relevant, da sie nicht dem tatsächlich relevanten Weltmarktpreis für den Export entsprechen. Die Binnenmarktpreise der EU sind vom Weltmarkt isoliert, da Importzölle Milcherzeugnisse aus Drittländern verteuern und Exporterstattungen, sofern sie gezahlt wurden, für EU-Exporte eine Anhebung des niedrigeren Weltmarktpreisniveaus bedingen. Um Weltmarktpreise zu erhalten, die mit dem Preisniveau in Deutschland bzw. der EU vergleichbar sind, werden dem Preis für Cheddar die Exporterstattungen der EU für Käse⁶ hinzuzugedient. Dies würde dem Preis der EU-Exporteure entsprechen, den diese im Export theoretisch erzielen könnten. Bei

⁴ Dieses setzt sich zusammen aus dem Ankaufspreis für Butter in die Intervention (Interventionspreis $\times 0,9$) und dem Interventionspreis für Magermilchpulver. Für die Berechnung werden außerdem Herstellungskosten und Herstellungsgewinne berücksichtigt.

⁵ Die Preise werden von Gould, University of Madison, beobachtet und über die Internetseite „Understanding Dairy Markets“ (<http://future.aae.wisc.edu/>) zur Verfügung gestellt.

⁶ Historische Zeitreihen für Exporterstattungen sind z. B. in CAP monitor (2011) erhältlich.

Käse war und ist die EU, insbesondere Deutschland, ein Nettoexporteur; daher sind Exportpreise bestehend aus Weltmarktpreisen zuzüglich Exporterstattungen für die Analyse der Preisbeziehungen relevant.

In Deutschland ist die Handelsmenge von Cheddar jedoch gering und es findet keine amtliche Preisnotierung statt. Neben Emmentaler hat in Deutschland vor allem Gouda einen hohen Anteil in der Käseerzeugung und dem Käsekonsum. Für beide Käsesorten werden die Produktpreise amtlich notiert. Jedoch weist die Zeitreihe für Emmentaler 2004 einen Bruch auf. Ab diesem Zeitpunkt wird die Zeitreihe getrennt für „Emmentaler am Stück“ und für „Emmentaler an der Bedientheke“ ausgewiesen. Die Werte beider Reihen korrespondieren nicht mit früheren Werten. Daneben wird Emmentaler als ein typischer Hartkäse eher in der industriellen Weiterverarbeitung verwendet als zum direkten Konsum. Gouda ist dagegen als ein typischer halbfester Käse bei den Verbrauchern zum direkten Verzehr sehr gefragt. Aus diesen Gründen wurde Gouda für die Untersuchung der Käsepreise in Deutschland auf Ebene des Großhandels und der Verbraucher ausgewählt. Für den Großhandel werden Goudapreise an der offiziellen Käsebörse in Kempten⁷ festgestellt. Verbraucherpreise für Gouda und Erzeugerpreise für Rohmilch werden durch ZMP bzw. AMI veröffentlicht. Alle Preise sind auf einer monatlichen Basis in Euro pro Kilogramm dargestellt oder wurden mit dem offiziellen monatlichen Wechselkurs in Euro umgerechnet.

Seit 2005 haben wesentliche strukturelle Veränderungen in der Europäischen Union den Verlauf der Preisreihen beeinflusst, die im Folgenden erläutert werden (s. auch Abbildung 1). Daher spiegelt der Verlauf des Großhandels-, des Verbraucher- und des Erzeugerpreises neben anderen Faktoren⁸ die Anpassungen in der EU-Milchmarktregulierung wider. So führten 2003 z. B. die Luxemburger Beschlüsse zu erheblichen Änderungen in der Marktordnung für Milch in Form verminderter Marktstützungsmaßnahmen, wie die Senkung der Interventionspreise für Butter und Magermilchpulver. Zusätzlich wurde die Menge für die Intervention reduziert und der Ausstieg aus der Milchquotenregelung beschlossen. Die Folgen eines auslaufenden Milchquotenregimes sollen durch eine stufenweise jährliche Erhöhung der nationalen Quotenmengen⁹ abgemildert werden, um eine schrittweise Annäherung an die Situation ohne Quote zu ermöglichen. Für die Milch-erzeuger wurde als Ausgleich für den Abbau der Marktstützung die Milchprämie eingeführt, welche anschließend in die entkoppelten Direktzahlungen integriert wurde.

⁷ Aufgrund einer Neuordnung der amtlichen Notierung im Dezember 2011 für Käse erfolgt die Preisfeststellung für Gouda und Edamer durch die Amtliche Preisnotierungskommission für Butter und Käse in Hannover und die der übrigen amtlich notierten Käsepreise an der Süddeutschen Butter- und Käsebörse in Kempten.

⁸ Andere Faktoren sind z. B. die Entwicklung der Anzahl Betriebe mit Milchkuhen, der Anzahl Milchkuhe pro Betrieb, der Anzahl milchverarbeitender Unternehmen etc.

⁹ Dies wird als ‚soft landing‘ bezeichnet. Für Italien wurde 2007 eine Sonderregelung beschlossen. Hier wurde die Erhöhung in einem einzigen Schritt durchgeführt.

Während in der Periode vor 2004 keine hohen Preisschwankungen beobachtbar waren, auch nicht auf Weltmarktebene, hat sich die Situation nach 2004 grundlegend geändert. Aufgrund der Senkung des Unterstützungsniveaus in der EU sind der Weltmarkt und der EU-Markt stärker miteinander verbunden, so dass heimische Preise nun stärker variieren können. Jedoch hatte die Preishausse aus dem Jahr 2007 ihren Ursprung weniger in den Änderungen der EU-Politiken als eher in einem ungenügenden weltweiten Milchangebot. Ursächlich für die Versorgungslücke waren eine verminderte Milchproduktion in Ozeanien und Südamerika aufgrund ungünstiger Witterungsbedingungen bei gleichzeitig niedrigen Lagerbeständen von Butter und Magermilchpulver in der Welt bzw. insbesondere in der EU. Verstärkt wurde diese Knappheit durch eine vor allem in Schwellenländern erhöhte Nachfrage nach Milch und Milchprodukten. Durch das weltweite ökonomische Wachstum entwickelte sich gerade in diesen Ländern eine aufstrebende Mittelschicht, die nach neuen Produkten und einer größeren Produktvielfalt verlangte. Daher stand ein niedrigeres Milchangebot einer steigenden Nachfrage nach Milch und Milchprodukten gegenüber und führte so zu den beobachteten Preissteigerungen. Die entstandene Versorgungslücke zwischen Angebot und Nachfrage konnte aufgrund fehlender Lagerbestände nicht ausgeglichen werden. Das niedrigere Schutzniveau des EU-Marktes erlaubte, dass diese Preissteigerungen nun direkteren Einfluss auf die heimischen Preise in der EU nehmen konnten und dort ebenfalls zu stark ansteigenden Preisen führten. Im Zeitablauf erholte sich das Milchangebot und die Nachfrage nach Milch und Milchprodukten ging nicht nur wegen der höheren Preise, sondern auch durch die Folgen der Finanz- und Wirtschaftskrise, zurück. So kam es 2009 zu der Preisbaisse. Wie in Abbildung 1 zu sehen ist, haben bis 2007 Veränderungen auf Ebene des Weltmarktes nicht wirklich zu den theoretisch erwarteten Anpassungen auf den nachgelagerten Stufen der Wertschöpfungskette geführt. In der sich anschließenden Periode bis 2011 wurde die Nachfrage nach Milch und Milchprodukten erneut durch einerseits niedrige Produktpreise und andererseits durch die sich erholende Weltwirtschaft stimuliert. Die Nachfrage nach Milch und Milchprodukten ist dabei besonders in den Schwellenländern wieder erstarkt.

3 Methoden und Theorie

In diesem Abschnitt werden die verschiedenen Analyse-schritte und deren zugrundeliegende Theorie kurz diskutiert.

Bevor die eigentliche Analyse durchgeführt werden kann, müssen einige vorbereitende Schritte im Zusammenhang mit den Zeitreihendaten vorgenommen werden.

3.1 Saisonalität

Preisreihen, die nicht auf jährlicher Basis vorliegen, enthalten oftmals eine saisonale Komponente, um die sie bereinigt werden müssen. In der vorliegenden Analyse kann angenommen werden, dass der Erzeugerpreis für Rohmilch eine

starke saisonale Preisbewegung aufweist. Diese Preisbewegung wird maßgeblich durch den Produktionsverlauf bedingt. Auf Saisonalität wird mittels des Census X-12-ARIMA Verfahrens getestet und gegebenenfalls mit diesem diese auch entfernt. Entwickelt wurde es von der US-amerikanischen Statistikbehörde (U.S. Census Bureau) und wird von einer großen Zahl nationaler Behörden verwendet. Durch die Anwendung gleitender Durchschnittsfilter werden die zentralen Komponenten einer Zeitreihe (Trend und Saisonalität) geschätzt (Findley und Hood, 1999). Die saisonale Komponente wird dann aus den ursprünglichen Daten entfernt.

Für die beobachteten Preisreihen wird eine multiplikative Struktur angenommen. Das bedeutet, dass sich die Größenordnung der saisonalen Bewegung proportional mit dem Niveau der Reihe ändert (U.S. Census Bureau, 2011: 193). Folglich werden der Trend (T_t), die saisonale Komponenten (S_t) und der Rest (R_t) durch die folgende multiplikative Funktion repräsentiert¹⁰:

$$X_t = T_t \cdot S_t \cdot R_t \quad (1)$$

Der Rest (R_t) kann in weitere Unterkomponenten aufgeteilt werden:

- i) Änderungen in der Anzahl von Handelstagen pro Monat sowie von Feiertagen (Kalendereffekte) (P_t) und
- ii) dem übrigen Rest (I_t), der durch alle anderen Faktoren hervorgerufen wird (CBS, o.J.):

$$R_t = I_t \cdot P_t \quad (2)$$

Daraus folgt,

$$X_t = T_t \cdot S_t \cdot I_t \cdot P_t \quad (3)$$

Um die Qualität der Anpassungen des Verfahrens beurteilen zu können, wurde eine Teststatistik Q entwickelt. In ihr fließen Ergebnisse aus 11 einzelnen Teststatistiken zusammen. Jede Statistik wird mit einem Faktor gewichtet, der in Abhängigkeit ihrer relativen Bedeutung für die Gesamtgüte der Anpassung gewählt ist. Wenn der Q Werte größer als eins annimmt, ist die Anpassung als „nicht akzeptabel“ anzusehen. Dies gilt auch, wenn der Test auf identifizierbare Saisonalität versagt (Lothian und Morry, 1978). Daraus ist zu folgern, dass im jeweils vorliegenden Datensatz keine signifikant messbare Saisonalität vorhanden ist.

3.2 Stationarität

Oftmals enthalten Preisreihen nicht nur eine saisonale Komponente, sondern weisen auch einen Trend auf. In diesem Fall wird die Reihe als nicht-stationär bezeichnet und kann nicht für ökonomische Vergleiche verwendet werden (Green, 2008: 739). Denn mögliche Beziehungen zwischen zwei Reihen können in einer solchen Situation nicht genau identifiziert werden und zudem besteht die Gefahr der Identifikation von Scheinkorrelationen.

Eine Zeitreihe wird als stationär bezeichnet, wenn deren Mittelwert und Autokovarianzen nicht von der Zeit abhängen, d. h. die Korrelation zwischen einer Zeitreihe und verzögerten Werten dieser Reihe hängen einzig von Länge der Zeitverzögerung ab und nicht davon, wann die Zeitreihe beginnt (Ramanathan, 2002: 472). Daraus folgt, dass der Prozess, der eine stationäre Zeitreihe hervorruft, zeitunabhängig ist. Eine stationäre Zeitreihe wird als integriert mit der Ordnung Null bzw. $I(0)$ bezeichnet. Eine nicht-stationäre Zeitreihe kann mittels Differenzieren in eine stationäre Reihe transformiert werden. Wenn eine Reihe nach Bildung von d Differenzen stationär ist, dann ist die Ursprungsreihe integriert vom Grad d bzw. $I(d)$. Ein einfaches Beispiel einer nicht-stationären Reihe ist der „random walk“ (siehe Cuthbertson et al., 1992: 3):

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

mit ε_t als einen stationären zufälligen Störterm. Diese Art Reihe ist eindeutig $I(1)$. Der Grad der Integration entspricht immer der Anzahl der Einheitswurzeln, die in der Zeitreihe enthalten sind bzw. der Anzahl an Differenzierungen, die erforderlich sind, um eine Reihe stationär zu machen (Green, 2008: 740). Die formale Methode, um die Stationarität einer Zeitreihe zu überprüfen, ist der Einheitswurzeltest. Dickey und Fuller (1979) haben als erste einen Test präsentiert, der auf AR(1) Prozesse anwendbar war. Dieser Test kann auf Zeitreihen mit Drift

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

und auf Zeitreihen mit Drift und einem zusätzlichen linearen deterministischen Trend angewendet werden:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \delta X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Der Vorteil des erweiterten Dickey-Fuller Tests ist, dass dieser im Gegensatz zum Standard-Dickey-Fuller-Test mit autoregressiven Prozessen höherer Ordnung in ε_t umgehen kann (Greene, 2008: 751). Die dazugehörige Regressionsgleichung nimmt die kanonische Form

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \delta X_t + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

an, wobei p der vorher gewählten Anzahl an Verzögerungen der Residuen entspricht¹¹. Da hierbei die t -Verteilung der t -Statistik nicht zulässig ist, haben Engle und Granger (1987) entsprechende kritische Werte abgeleitet.

3.3 Kointegration

Im Allgemeinen entwickeln sich ökonomische Zeitreihen nicht unabhängig voneinander. Mit Hilfe des Konzepts der Kointegration können die Beziehungen zwischen ökonomischen Reihen veranschaulicht werden. Dieses Konzept ist

¹⁰ Details zur Methode werden in Shiskin et al. (1967) präsentiert.

¹¹ Für tieferegehende Details zur Theorie dieses Testverfahrens siehe Dickey und Fuller (1979).

dabei eng mit dem der Stationarität verbunden. Zum einen, wenn in beiden Zeitreihen ein Trend vorhanden ist, besteht die Gefahr der Identifikation von Scheinkorrelationen. Zum anderen müssen Zeitreihen die gleiche Integrationsordnung aufweisen, damit der Test auf Kointegration durchgeführt werden kann.

Zwei nicht-stationäre Zeitreihen können eine bestimmte Linearkombination aufweisen, die stationär ist:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Nach Umformung wird deutlich, dass der zufällige Störterm ε_t eine Linearkombination der beiden integrierten und nicht-stationären Reihen Y_t und X_t ist:

$$\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t \quad (9)$$

Aus Gleichung 9 wird deutlich, dass ε_t ebenfalls integriert ist. Wenn jedoch Parameter von α und β existieren, so dass ε_t stationär ist, dann werden beide Reihen als kointegriert bezeichnet (Engle und Granger, 1987). Kurzfristig sind Abweichungen vom Gleichgewicht möglich, langfristig werden die kointegrierten Reihen nicht zu weit auseinander driften. Die kurzfristigen Abweichungen von der beobachtbaren langfristigen Beziehung kann mit Fehlerkorrekturmodellen modelliert werden (Kraft und Schneider, 2004: 1548).

Johansen (1988) entwickelte ein Testverfahren, um Zeitreihen auf Kointegration zu überprüfen¹². Die Basis dieses Tests bildet das multivariate vektorautoregressive Modell – VAR-Modell (Johansen, 1988: 234).

3.4 Kausalität nach Granger

Ausgehend von einem Nachweis von Kointegration zwischen zwei Zeitreihen kann nicht geschlossen werden, wie sich die beiden Reihen kausal beeinflussen. Granger (1969) war einer der ersten, der versuchte, einen Test für die Richtung der Kausalität zu entwickeln. Es folgten eine Reihe von Alternativen zu diesem Ansatz¹³. Granger fragte, ob die Reihe X die Reihe Y bedingt und wie viel des aktuellen Y durch vergangene Werte von X erklärt werden können und ob der Einbezug verzögerter Werte von X die Erklärungsgüte erhöht. Wenn X zu der Vorhersage von Y beiträgt, dann wird gesagt, dass Y im Sinne von Granger durch X kausal bedingt wird. Es ist wichtig zu beachten, dass oftmals Kausalität in beide Richtungen vorliegt: X bedingt Y im Sinne von Granger und umgekehrt. Dies bedeutet jedoch nicht, dass Y das Ergebnis von X ist.

Im Normalfall wird folgende bivariate Regression für alle Paare von (X, Y) Reihen durchgeführt,

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_q X_{t-q} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + \mu_t \quad (11)$$

mit ε_t und μ_t als weißes Rauschen sowie p und q als Anzahl Zeitverzögerungen für X bzw. Y. Die Nullhypothese lautet, dass Y nicht durch X kausal beeinflusst wird, so dass $\beta_j = 0$ für $j = 1, 2, \dots, p$. Das beschränkte Modell (restricted model) lautet daher:

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \alpha_j Y_{t-j} + \vartheta_t \quad (12)$$

Als Teststatistik dient die Standard Wald F-Statistik:

$$F_c = \frac{[(ESSR - ESSU) / q]}{[ESSU / (n - p - q)]} \quad (13)$$

mit n als der Anzahl Beobachtungen, die im unrestricted model in Gleichung (10) verwendet wurden, ESSU ist die Fehlerquadratsumme der Gleichung (10) und ESSR ist die Fehlerquadratsumme des restricted model aus Gleichung (12) (Ramanathan, 2002: 476). Die Länge der Zeitverzögerung kann beliebig gewählt werden, sollte jedoch ausreichend groß gewählt werden. Nichtsdestoweniger sollte die Länge der Zeitverzögerung auf soliden Annahmen beruhen. Es gilt zu überlegen, was die längste Zeitspanne sein könnte, in der eine der Variablen dazu beitragen kann, eine andere vorherzusagen. Alternativ kann die Länge der Zeitverzögerung mittels des Lagrangeschen Multiplikator Tests bestimmt werden.

4 Empirische Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden zuerst ausgewählte deskriptive Ergebnisse des verwendeten Datensatzes vorgestellt, bevor im Anschluss die Testergebnisse für Saisonalität, Stationarität sowie Kausalität diskutiert werden.

Um einen allgemeinen Eindruck über die zugrundeliegenden Marktbeziehungen in der Periode 1997 bis 2011 zu erhalten, empfiehlt sich eine Korrelationsanalyse zwischen Weltmarktpreisen zuzüglich Exporterstattungen (sofern diese gewährt wurden) Großhandels-, Verbraucher- und Erzeugerpreisen. Bereits diese Analyse verdeutlicht einige interessante Aspekte (Tabelle 1).

Erstens ist die Korrelation zwischen Weltmarktpreis zuzüglich Exporterstattungen und dem Großhandelspreis geringer als die Korrelation zwischen Weltmarktpreis zuzüglich Exporterstattungen und Verbraucher- bzw. Erzeugerpreis. Dies stellt insofern ein bemerkenswertes Ergebnis dar, als

¹² Für weitere Details siehe Johansen (1988) sowie Johansen und Juselius (1990).

¹³ Zum Beispiel von Pierce und Haugh (1977), Sims (1980) oder Geweke et al. (1983).

Tabelle 1

Korrelationsmatrix logarithmierter Preisreihen (1997 bis 2011)

	Weltmarktpreis für Cheddar	Großhandelspreis für Gouda (Deutschland)	Verbraucherpreis für Gouda (Deutschland)	Erzeugerpreis für Rohmilch (Deutschland)
Weltmarktpreis für Cheddar	1,00			
Großhandelspreis für Gouda (D)	0,04	1,00		
Verbraucherpreis für Gouda (D)	0,38	0,14	1,00	
Erzeugerpreis für Rohmilch (D)	0,39	0,83	0,25	1,00

Quelle: Eigene Berechnungen.

dass aufgrund der Exportorientierung der deutschen Milchwirtschaft eigentlich zu erwarten ist, dass der Weltmarktpreis den Großhandelspreis stärker beeinflusst als den Verbraucherpreis. Diese Beobachtung kann mit

- i) der hohen Marktabschottung durch die EU-Milchmarktordnung,
- ii) der (teilweisen) Fixierung der Exporterstattungen, um heimische Preisschwankungen auszugleichen und zusätzlich mit
- iii) dem hohen Anteil des intra-EU Handels mit Milchprodukten erklärt werden.

Die Aspekte i) und ii) bedingen, dass Großhandelspreise nicht jeder Bewegung der Weltmarktpreise folgen und iii) impliziert eine relative Unabhängigkeit des EU-Binnenmarktpreises (und damit auch des deutschen Milchpreises) vom Weltmarktpreis.

Zweitens sind Großhandelspreise stärker mit Rohmilcherzeugerpreisen korreliert als mit Verbraucherpreisen. Dieses Ergebnis hängt maßgeblich von dem Preisfindungsmodell für Rohmilch ab, welches die meisten deutschen Molkereien anwenden. Bei diesem Modell wird der endgültige Auszahlungspreis für die angelieferte Rohmilch erst bestimmt, nachdem verarbeitete Milch und Milchprodukte verkauft worden sind. Dieses Preismodell wird überwiegend in genossenschaftlich organisierten Molkereien angewendet. Etwa 70 % der in Deutschland angelieferten Rohmilch wird von genossenschaftlichen Molkereien verarbeitet (Bundeskartellamt, 2009: 31). Daher hängt der Erzeugerpreis für etwa

drei Viertel der deutschen Rohmilcherzeugung von der Verwendung der Rohmilch in den jeweiligen Betriebsstätten und den erzielten Preisen für Verarbeitungsprodukte auf nachgelagerten Stufen der Wertschöpfungskette ab. Dieses Preismodell bedingt, dass die eigentliche Preisfeststellung für die angelieferte Rohmilch erst im Nachhinein erfolgt.

Basierend auf der Reform der Gemeinsamen Marktordnung für Milch in der EU und den daraus abzuleitenden Beobachtungen in der Marktentwicklung während des Beobachtungszeitraums erscheint die Aufteilung des Datensatzes in zwei Stichproben sinnvoll. Die erste Teilstichprobe erstreckt sich über den Zeitraum Januar 1997 bis Dezember 2004 und die zweite Stichprobe von Januar 2005 bis Oktober 2011.

4.1 Saisonalität

Die wichtigsten Ergebnisse des Tests auf Saisonalität mit dem Census-X-12 Verfahren sind in Tabelle 2 dargestellt. Während der Beobachtungsperiode liegt signifikante Saisonalität nur für Großhandels- und Erzeugerpreise vor. Demgegenüber kann für die Weltmarktpreise nur für den Zeitraum 2005 bis 2011 eine signifikante saisonale Komponente nachgewiesen werden. Weltmarktpreise zwischen 1997 und 2004 sowie Verbraucherpreise generell enthalten kein signifikant saisonales Muster. Dass Weltmarktpreise nur ab 2005 einen signifikanten saisonalen Verlauf aufweisen, lässt sich mit der zugenommenen Bedeutung des Milchan-

Tabelle 2

Zusammenfassung ausgewählter Testergebnisse auf Saisonalität

Periode	Weltmarktpreis für Cheddar		Großhandelspreis für Gouda (Deutschland)		Verbraucherpreis für Gouda (Deutschland)		Erzeugerpreis für Rohmilch (Deutschland)	
	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011
n	96	82	96	82	96	82	96	82
Stabile Saisonalität [†]	0,564	5,712***	24,194***	7,983***	1,515	1,182	472,2***	56,090***
Variable Saisonalität [†]	4,310**	3,966**	3,742**	7,673**	3,577**	3,005*	2,354*	5,836**
Q-Wert	1,20	0,73	0,41	0,53	1,18	1,12	0,12	0,28

[†] F-Wert. Signifikant auf dem *** 99,9%, ** 99% und * 95% Niveau.
Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 3

Zusammenfassung des erweiterten Dickey-Fuller Tests auf Stationarität

Periode	Weltmarktpreis für Cheddar		Großhandelspreis für Gouda (Deutschland)		Verbraucherpreis für Gouda (Deutschland)		Erzeugerpreis für Rohmilch (Deutschland)	
	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011	1997 - 2004	2005 - 2011
n	96	82	96	82	96	82	96	82
Einheitswurzel	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
F-Wert	-12,75***	-3,80*	-4,37**	-5,78***	-10,31***	-5,49*	-3,53*	-3,25(*)

Signifikant auf dem *** 99,9 %, ** 99 %, * 95 % und (*)90 % Niveau.
Quelle: Eigene Berechnungen.

gebots bzw. verarbeiteter Milchprodukte aus Regionen mit vorwiegend graslandbasierter Milchproduktion erklären.

Zeitreihen mit signifikanter Saisonalität werden um diese bereinigt. Zusätzliche Tests auf Handelstageffekte zeigen, dass diese nur für die Erzeugerpreise in der Periode 2005 bis 2011 von Bedeutung sind. Diese wurden ebenso bereinigt.

4.2 Stationarität

Nachdem die Zeitreihen, soweit erforderlich, um saisonale Komponenten bereinigt wurden, erfolgte der Test auf Stationarität (Tabelle 3). Dazu wurde der erweiterte Dickey-Fuller Test verwendet. Dieser lässt im Gegensatz zum normalen Dickey-Fuller Test autoregressive Prozesse höherer Ordnung im Störterm zu. In die Testgleichung sind eine Konstante sowie ein linearer Trend als exogene Variable aufgenommen worden. Zusätzliche Überprüfungen mit dem KPSS-Test¹⁴ bestätigten die gefundenen Ergebnisse. Alle betrachteten Zeitreihen sind nicht-stationär und weisen somit einen Trend auf. Die Reihen haben die Integrationsordnung I(1) mit einem Signifikanzniveau von mindestens 90 Prozent. D. h., durch die Bildung der ersten Differenz kann Stationarität erreicht werden.

Nachdem die Grundanforderungen für die Analyse von Zeitreihen überprüft bzw. hergestellt wurden, wird in einem nächsten Arbeitsschritt analysiert, ob die nicht-stationären Zeitreihen Gemeinsamkeiten in ihrer Entwicklung über die Zeit aufweisen. Dieser Fragestellung wird mit Hilfe des Tests auf Kointegration nach Johansen nachgegangen. Die Ergebnisse dieses Testverfahrens sind in Tabelle 4 zusammengefasst dargestellt.

Im Zeitraum von 1997 bis 2004 kann nur zwischen den folgenden Paarungen eine signifikante Linearkombination ermittelt werden: Großhandelspreis und Verbraucherpreis, Großhandelspreis und Erzeugerpreis sowie zwischen Verbraucher- und Erzeugerpreis. Zwischen dem Weltmarktpreis und den anderen Preisreihen kann kein kointegriertes Verhalten nachgewiesen werden. Das ist ein nachvollziehbares Ergebnis. Denn die Marktordnung der EU für Milch bzw. der darin formulierten Instrumente (z. B. Importzölle, Exporterstattungen, Interventionspreis, etc.) bedingt eine Marktabschottung und sorgt damit für eine weitgehende Abschottung der EU-Binnenmarktpreise von Preisentwicklungen auf internationalen Märkten. Zwischen 1997 bis 2004 ist die Zeitverzögerung zwischen Verbraucher- und Erzeugerpreisen mit drei Monaten

Tabelle 4

Ergebnisse des Tests auf Kointegration nach Johansen

	Weltmarktpreis für Cheddar	Großhandelspreis für Gouda (Deutschland)	Verbraucherpreis für Gouda (Deutschland)
1997 - 2004			
Großhandelspreis für Gouda (D)	0,86 (3)		
Verbraucherpreis für Gouda (D)	1,89 (3)	7,08** (4)	
Erzeugerpreis für Rohmilch (D)	0,94 (3)	5,67* (9)	9,12** (3)
2005 - 2011			
Großhandelspreis für Gouda (D)	5,39* (2)		
Verbraucherpreis für Gouda (D)	6,22* (3)	9,03** (4)	
Erzeugerpreis für Rohmilch (D)	4,89* (6)	4,05* (4)	6,51* (2)

Angabe der Zeitverzögerung in Klammern. Signifikant auf dem *** 99,9%, ** 99% und * 95% Niveau.
Quelle: Eigene Berechnungen.

¹⁴ Für Details zum Testverfahren siehe Kwiatkowski et al. (1992).

am kürzesten; mit neun Monaten ist sie zwischen Großhandels- und Erzeugerpreisen am längsten. Die Länge der Zeitverzögerung zwischen diesen beiden letztgenannten Handelsstufen wird hauptsächlich durch die Vertragslaufzeiten zwischen Molkereien und Einzelhändlern bzw. Exporteuren bestimmt. Diese gelten meist für mehrere Monate.

Erst mit der schrittweisen Liberalisierung der EU-Milchmarktordnung können Entwicklungen auf internationalen Märkten die EU-internen (deutschen) Preise stärker beeinflussen. Dies wird durch die Ergebnisse für die Periode 2005 bis 2011 bestätigt. Innerhalb dieses Zeitraums sind alle Zeitreihen einschließlich des Weltmarktpreises mindestens auf dem Signifikanzniveau von 95 % signifikant kointegriert. Der einzige Unterschied zwischen den Marktstufen besteht im Ausmaß der Zeitverzögerung, mit welcher sich Änderungen auf vor- bzw. nachgelagerten Stufen fortsetzen. Wie bereits zu sehen war, hat der Prozess der Marktliberalisierung in der EU einige wesentliche Implikationen für die Preisbildung und damit auch für die betroffenen Marktteilnehmer. So ist die Dauer der Zeitverzögerung zwischen Weltmarkt- und Großhandelspreisen mit zwei Monaten am kürzesten, während sie mit sechs Monaten zwischen Weltmarkt- und Verbraucherpreisen am längsten ist. Die Weitergabe von Preisänderungen zwischen der Großhandels- und der Erzeugerstufe findet nun schon nach vier Monaten statt. Zwischen 1997 und 2004 vergingen noch neun Monate. Dies liegt insbesondere an einer verkürzten Laufzeit der Lieferverträge der Molkereien mit dem Einzelhandel. Dadurch können Preisänderungen zum einen schneller an untere Stufen der Wertschöpfungskette (Verarbeiter und Erzeuger) weitergegeben werden und zum anderen können Milchverarbeiter und -erzeuger schneller notwendige Anpassungen an geänderte Marktbedingungen vornehmen. Dies spiegelt sich auch in der Beziehung zwischen Verbraucherstufe und Erzeugerstufe wider. Hier hat die Zeitverzögerung um einen Monat abgenommen und unterstreicht die skizzierte Entwicklung.

Insgesamt ist zu sehen, dass die Auswirkungen der Reformen auf den Milchmarkt, wenn es um die Weitergabe von Preissignalen und deren Zeitverzögerung geht, auf der Ebene des Großhandels den stärksten Effekt haben. Hier hat sich die Dauer, die für eine Übertragung der Preissignale an den Milcherzeuger erforderlich ist, nahezu halbiert.

4.4 Kausalität nach Granger

Es kann gezeigt werden, dass eine gleichgerichtete Bewegung der Zeitreihen vorliegt. Diese unterscheidet sich jedoch in Abhängigkeit der betrachteten Periode. Basierend auf diesen Ergebnissen kann jedoch keine Aussage über die kausalen Beziehungen abgeleitet werden. Um herauszufinden, wie die Preisentwicklungen einzelner Marktstufen sich unter Umständen gegenseitig beeinflussen, wird der Kausalitätstest nach Granger verwendet. Die wesentlichen Testergebnisse werden für beide Beobachtungsperioden in Tabelle 5 veranschaulicht.

Zwischen 1997 und 2004 hat der Weltmarktpreis einen kausalen Effekt auf den Großhandelspreis mit einer Verzögerung von einem Monat. Das Ergebnis ist signifikant auf dem 90 %-Niveau und verdeutlicht den hohen Integrationsgrad der deutschen Großhandelspreise in die Weltmärkte. Jedoch widerspricht dieses Ergebnis teilweise den Testergebnissen zur Kointegration. Letztere waren für eine Zeitverzögerung von einem Monat nicht signifikant.

Großhandelspreise haben eine kausale Wirkung sowohl auf Verbraucher- als auf Erzeugerpreise mit einer Verzögerung von drei bzw. zwei Monaten. Dies stimmt mit den Befunden aus der Kointegrationsanalyse überein. Eine Verzögerung von zwei bzw. drei Monaten erscheint für die Weitergabe von Preisbewegungen an vor- und nachgelagerte Stufen der Wertschöpfungskette plausibel. Zusätzlich haben Erzeugerpreise mit zweimonatiger Verzögerung einen kausalen Effekt auf Großhandelspreise und mit dreimonatiger

Tabelle 5

Testergebnisse des Tests auf Kausalität nach Granger

	Weltmarktpreis für Cheddar		Großhandelspreis für Gouda (Deutschland)		Verbraucherpreis für Gouda (Deutschland)		Erzeugerpreis für Rohmilch (Deutschland)	
	F-Wert	Lag	F-Wert	Lag	F-Wert	Lag	F-Wert	Lag
1997 - 2004								
Weltmarktpreis für Cheddar	-		0,57	1	0,32	3	0,54	3
Großhandelspreis für Gouda (D)	3,94(*)	1	-		3,02*	3	7,62***	2
Verbraucherpreis für Gouda (D)	0,15	3	4,16**	3	-		4,44**	3
Erzeugerpreis für Rohmilch (D)	0,85	3	7,02**	2	3,60**	3	-	
2005 - 2011								
Weltmarktpreis für Cheddar	-		1,29	2	1,11	6	1,88	2
Großhandelspreis für Gouda (D)	7,65***	2	-		2,73	2	17,58***	2
Verbraucherpreis für Gouda (D)	2,38*	6	3,97*	2	-		4,44*	2
Erzeugerpreis für Rohmilch (D)	4,92**	2	1,54	2	2,46(*)		-	

Signifikant auf dem *** 99,9%, ** 99%, * 95% und (*)90 % Niveau.
Quelle: Eigene Berechnungen.

Verzögerung auf Verbraucherpreise. Dass Erzeugerpreise Großhandelspreise und letztendlich auch Verbraucherpreise beeinflussen, ist ebenfalls plausibel. Dies kann auf gestiegene Produktionskosten in der Milcherzeugung zurückgeführt werden.

In der aktuellen Periode hat sich das Bild verändert. Zwischen 2005 und Oktober 2011 haben Weltmarktpreise einen kausalen Effekt auf alle anderen Vermarktungsstufen – jedoch mit unterschiedlichem Ausmaß in der Verzögerung (2 bis 6 Monate). Darin spiegelt sich der Effekt des verringerten Binnenmarktschutzes zwischen Weltmarkt und heimischem Markt wider. Es zeigt aber auch, dass Preissignale vom Weltmarkt im Vergleich zu den anderen Marktstufen sehr zeitverzögert weitergegeben werden. Dagegen haben Großhandelspreise nur noch einen kausalen Effekt auf Verbraucherpreise. Die Verzögerung, mit der die Preissignale des Weltmarktes an die nachgelagerte Stufe der Verbraucher durchgereicht werden, entspricht der Zeit, die die Signale des Weltmarktes bis zum Großhandel benötigen. Es liegt also Symmetrie vor. Die kausale Wirkung auf Erzeugerpreise kann in dieser Periode nicht mehr signifikant nachgewiesen werden. Das ist insofern ein überraschendes Ergebnis, da die Preisbildung der Erzeugerpreise überwiegend auf Preisen beruht, die Molkereien für die verarbeiteten Milchprodukte erzielen¹⁵. Eine mögliche Erklärung ist, dass Molkereien versuchen, die Zahlung von Preisextremen zu vermeiden und eher langfristig zu kompensieren versuchen, dass deutsche Molkereien zunehmend von internationalen Exportmärkten für Käse abhängig sind (ohne Einbezug der Marktstufe Großhandel), die Produktionskosten der Rohmilch nur einen geringen Anteil in den gesamten Produktionskosten des Endprodukts aufweisen, der Anteil genossenschaftlicher Molkereien in der Verarbeitung abnimmt oder Kombinationen der genannten möglichen Ursachen. Die Reihung dieser möglichen Erklärungen spiegelt auch deren wahrscheinliche Gewichtung wider. Eine genaue Beurteilung kann jedoch nur mit Hilfe weiterer Analysen erfolgen. Lediglich auf einem Signifikanzniveau von 90 % kann ein kausaler Effekt der Verbraucherpreise auf die Erzeugerpreise nachgewiesen werden. Verglichen damit ist der Effekt der Erzeugerpreise auf die Großhandels- und die Verbraucherstufe während dieser Periode vergleichsweise stabil. Die geringere Anzahl beobachteter Kausalbeziehungen in jeweils nachgelagerten Vermarktungsstufen kann auch hier, wie bereits erwähnt, durch eine stärkere Abhängigkeit der Preise von internationalen Marktentwicklungen bedingt sein.

5 Diskussion

Dieser Beitrag behandelt die Interaktionen von Preisen verschiedener Marktstufen in der deutschen Milchwirtschaft, wobei der Fokus auf dem Produkt Käse liegt. Die analysierten Marktstufen umfassen die Erzeugerebene (Rohmilch), den Großhandel/Molkereien (Käse) sowie die Verbraucher (Käse

und den Weltmarkt (Käse). Für die Analyse werden der deutsche Erzeugerpreis für Rohmilch und Verbraucherpreis für Gouda sowie der internationale Preis für Cheddar verwendet. Außerdem werden EU-Exporterstattungen für Käse berücksichtigt, sofern diese gewährt wurden. Um die Kointegration der Preisreihen und deren kausale Zusammenhänge analysieren zu können, wurde die Saisonkomponente in den Zeitreihen entfernt. Dies erfolgte nur für diejenigen Zeitreihen, in welchen sie signifikant war. Dazu wurde das Census-X12-Verfahren angewendet. Des Weiteren wurden die Zeitreihen auf Stationarität getestet bzw. diese durch Bildung erster Differenzen hergestellt. Mit den so angepassten Zeitreihen wurde der Test auf Kointegration nach Johansen durchgeführt und die Kausalität nach Granger ermittelt. Damit stellt dieser Beitrag den ersten Schritt in der Analyse der Preisbildung entlang der Wertschöpfungskette für Milch und Milchprodukte in Deutschland dar. Das Ziel ist es, die Effekte von Preissignalen in den stark miteinander verbundenen Marktstufen zu quantifizieren.

Die Analyse liefert interessante Ergebnisse. Bei der Interpretation der Ergebnisse müssen jedoch einige Einschränkungen berücksichtigt werden. In diesem Beitrag liegt der Schwerpunkt auf dem Produkt Käse. Dabei wird von einer Interaktion mit anderen Milchprodukten abstrahiert. Das bedeutet, dass die Beziehung zwischen den Preisen unterschiedlicher Milchprodukte und deren gegenseitige Abhängigkeit bisher nicht berücksichtigt werden. Dieses Problem wird durch die bestehende Milchquotenregelung noch verstärkt, da das verfügbare Milchangebot für die Verarbeitung begrenzt ist und somit nur eingeschränkte Mengenanpassungen möglich sind. Ein weiteres Problem liegt in den Preisdaten selbst. Über lange Zeiträume vergleichbare Preisreihen sind nur selten verfügbar. Daher musste für die Analyse auf Preisreihen unterschiedlicher Käseprodukte (Gouda, Cheddar) zurückgegriffen werden. Eine solche Vorgehensweise schränkt die Aussagefähigkeit und Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse ein, d. h. die Ergebnisse könnten bei einer Betrachtung homogenerer Produkte abweichen. Offensichtlich wird diese Problematik bei den Analysen zur Kointegration und Kausalität, die teilweise zu sich widersprechenden Ergebnissen führen. Dies verdeutlicht die Notwendigkeit weiterer und tiefer gehender Analysen.

Dennoch können einige erste Schlussfolgerungen getroffen werden: Während Erzeuger- und Großhandelspreise saisonbedingten Schwankungen unterliegen, ist dies für Verbraucherpreise nicht zu beobachten. Einzelhändler, in Teilen auch der Großhandel, gleichen die Saisonalität mit ihrer Preisgestaltung aus. Es besteht also keine Preissymmetrie. Der LEH wendet eher eine Mischkalkulation an, mit der Preisextreme ausgeglichen und ein stabilerer „Durchschnittspreis“ verwendet wird. Dies wird durch andere Studien bestätigt, die eine relativ ausgeprägte Preisstarrheit von Lebensmittelpreisen nachweisen (Weber, 2009; Herrmann et al. 2005). Demgegenüber deuten die Ergebnisse für internationale Preise auf eine zunehmende Relevanz der

¹⁵ Preisbildung in genossenschaftlichen Molkereien (vgl. S. 10).

Saisonalität hin. Dies könnte durch eine gestiegene Bedeutung graslandbasierter Milcherzeugung in den Exportanteilen bedingt sein. Mit Inkrafttreten der Luxemburger Beschlüsse haben sich die Preisbeziehungen auf dem Markt für Käse wesentlich verändert. Während in der Periode 1997 bis 2004 heimische Preise weitestgehend unabhängig von internationalen Preisen (zuzüglich Exporterstattungen) waren, bestehen ab der Periode 2005 bis 2011 kausale Beziehungen zwischen Weltmarkt und den nachfolgenden nationalen Marktstufen. Auch untereinander stehen die nachgelagerten Stufen in signifikanten Beziehungen. So weisen beispielsweise Großhandels- und Verbraucherpreise eine gegenseitige kausale Beeinflussung auf, die Zeitverzögerungen unterscheiden sich jedoch in den beiden betrachteten Perioden. Während Erzeugerpreise in der ersten Periode Großhandelspreise kausal beeinflussen, besteht in der Periode 2005 bis 2011 keine wechselseitige Wirkung des Großhandelspreises auf den Erzeugerpreis. Dies ist insofern ein überraschendes Ergebnis, als dass zumindest die Erzeugerpreise genossenschaftlicher Milchverarbeiter auf Großhandelspreisen beruhen. Obgleich zahlreiche Erklärungsansätze möglich sind, ist eine weitergehende Untersuchung dieses Ergebnisses notwendig. Dennoch kann gezeigt werden, dass die EU-Reformen für den Milchmarkt Auswirkungen auf die Preisbildung in der Wertschöpfungskette Milch haben. Es zeigt sich ferner, dass diese Auswirkungen je nach Marktstufe variieren.

Literatur

- Agarmarkt Informations-Gesellschaft (verschiedene Jahrgänge) Marktbilanz Milch – Daten, Fakten, Entwicklungen. Bonn : AMI
- Azzam AM (1999) Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. *Am J Agric Econ* 81(3):525-533
- BMELV - Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (2011) Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland. Münster-Hiltrup : Landwirtschaftsverlag
- Bundeskartellamt (2009) Sektoruntersuchung Milch : Zwischenbericht Dezember 2009 [online]. Zu finden in <http://www.bundeskartellamt.de/wDeutsch/download/pdf/Stellungnahmen/1001_Sektoruntersuchung_Milch_Zwischenbericht_2009.pdf> [zitiert am 19.02.2013]
- CAP Monitor (2011) The complete guide to the common agricultural policy. London : Agra Europe
- Capps O, Sherwell P (2005) Spatial asymmetry in farm-retail price transmission associated with fluid milk products [online]. Zu finden in <http://future.aae.wisc.edu/publications/asymmetryAAEA05_capps_paper_final_version.pdf> [zitiert am 19.02.2013]
- Central Bureau of Statistics Jerusalem (ohne Jahr) Seasonal adjustment [online]. Zu finden in <<http://www.cbs.gov.il/publications/tseries/seasonal07/introduction.pdf>> [zitiert am 19.02.2013]
- Cuthbertson K, Hall SG, Taylor MP (1992) Applied econometric techniques. Ann Arbor MI : Univ Michigan Pr, 274 p
- Deutscher Bundestag – Ausschuss für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (2010) Angebots- und Nachfragemacht des Lebensmitteleinzelhandels und die Auswirkungen auf die Verbraucher : öffentliche Anhörung am 05.07.2010 [online]. Zu finden in <http://http://www.bundestag.de/bundestag/ausschuesse17/a10/anhoerungen/archiv/2010/_A_5_7_2010_Angebots-_und_Nachfragemacht_des_Lebensmitteleinzelhandels_und_die_Auswirkungen_auf_die_Verbraucher_/index.html> [zitiert am 19.02.2013]
- Dickey DA, Fuller WA (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *J Am Statistical Ass* 74:427-431
- Engle RF, Granger CW (1987) Co-integration and error correction : representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55(2):251-276
- Findley DF, Hood CC (1999) X-12-ARIMA and its application to some Italian indicator series [online]. Zu finden in <<http://www.census.gov/ts/papers/x12istat.pdf>> [zitiert am 19.02.2013]
- Geweke J, Meese R, Dent W (1983) Comparing alternative tests of causality in temporal systems : analytical results and experimental evidence. *J Econometrics* 21(2):161-194
- Gould BW (2012) Understanding dairy markets [online]. Zu finden in <<http://future.aae.wisc.edu/tab/prices.html>> [zitiert am 19.02.2013]
- Granger CW (1969) Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica* 37(3):424-438
- Greene WH (2008) Econometric analysis. Upper Saddle River NJ : Pearson Prentice Hall, 1178 p
- Herrmann R, Möser A, Weber SA (2005) Price rigidity in the German grocery-retailing sector : scanner-data evidence on magnitude and causes. *J Agric Food Industrial Org* 3:1-35
- Johansen S (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal Econ Dynamics Control* 12(2-3):231-254
- Johansen S, Juselius K (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bull Econ Statistics* 52(2):169-210
- Kinnucan HW, Forker OD (1987) Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. *Am J Agric Econ* 69(2):385-292
- Kraft M, Schneider E (2004) Stochastischer Trend und Kointegration. *Wirtschaftsstudium* 12:1545-1552
- Kwiatkowski D, Phillips PCB, Schmidt P, Shin Y (1992) Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : how sure are we that economic series have a unit root? *J Econometrics* 54(1-3):159-178
- Lothian J, Morry M (1978) A set of quality control statistics for the X-11-ARIMA seasonal adjustment method [online]. Zu finden in <<http://www.census.gov/ts/papers/LothianMorry1978.pdf>> [zitiert am 20.02.2013]
- Pierce DA, Haugh LD (1977) Causality in temporal system : characterizations and a survey. *J Econometrics* 5(3):265-293
- Ramanathan R (2002) Introductory econometrics with applications. Mason : South Western, Thomson Learning, 688 p
- Senate Economics References Committee (2010) Milking it for all it's worth – competition and pricing in the Australian dairy industry [online]. Zu finden in <<http://www.australiancompetitionlaw.org/reports/2010milk.html>> [zitiert am 20.02.2013]
- Serra T, Goodwin BK (2002) Price transmission and asymmetric adjustment in the Spanish dairy sector [online]. Zu finden in <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19622/1/sp02se03.pdf>> [zitiert am 19.02.2013]
- Shiskin J, Young A H, Musgrave J C (1967) The X-11 variant of the Census Method II seasonal adjustment program. Washington : Dept Commerce, US Census Bureau, Techn Paper 15
- Sims CA (1980) Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48(1):1-48
- US Census Bureau (2011) X-12-ARIMA reference manual : version 0.3 [online]. Zu finden in <<http://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>> [zitiert am 19.02.2013]
- Weber SA (2009) Ausmaß und Determinanten von Preisrigiditäten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel : eine empirische Analyse mit Scannerdaten [online]. Zu finden in <http://geb.uni-giessen.de/geb/volltexte/2009/7206/pdf/WeberSaschaAlexander_2009_09_22.pdf> [zitiert am 19.02.2013]
- Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle (verschiedene Jahrgänge) ZMP-Marktbilanz Milch : Deutschland, Europäische Union, Weltmarkt. Bonn : ZMP

