

# Sonderangebote und Preissynchronisation im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

## Sales and Price Synchronization in German Food Retailing

Angela Hoffmann und Jens-Peter Loy  
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

### Zusammenfassung

*Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel ist durch einen starken Preiswettbewerb gekennzeichnet. Hinweise für funktionierenden Wettbewerb sind einheitliche Preise und gleichzeitige Preisänderungen (Preissynchronisation) bei homogenen Gütern. Im deutschen Lebensmitteleinzelhandel sind jedoch häufig große Preisdifferenzen bei gleichen Produkten zu beobachten, die unter anderem auf Sonderangebotspreise zurückgeführt werden können. Da Sonderangebote definitionsgemäß keine Reaktionen auf Kosten- oder Nachfrageänderungen darstellen, können sie zu einer Verzerrung der gemessenen Preissynchronisation führen. Dem Einfluss von Sonderangeboten auf die gemessene Preissynchronisation wird deshalb in diesem Beitrag nachgegangen. Milchprodukte stehen als Eckartikel im Fokus der Aufmerksamkeit der Konsumenten und werden relativ häufig als Sonderangebote ausgezeichnet. Für Milchprodukte wird deshalb beispielhaft überprüft, welches Ausmaß die Preissynchronisation in dieser Produktgruppe hat und ob die Einbeziehung von Sonderangeboten einen Einfluss auf die Preissynchronisation zwischen und innerhalb von Geschäften besitzt. Überdies werden die Ursachen der Synchronisation näher untersucht.*

*Bei den ausgewählten Produkten führen Sonderangebote in der Regel zu einer Reduktion der gemessenen Preissynchronisation. Während 25 % der regulären Preisänderungen in allen Geschäften simultan erfolgen, treten nur etwa 10 % der Sonderangebote zeitgleich auf. Dabei werden bei Discountern reguläre Preisänderungen am stärksten und Sonderangebote am wenigsten synchronisiert. Darüber hinaus ist die Synchronisation bei regulären Preisänderungen in Fällen von lagerfähigen Produkten tendenziell höher. Die Wettbewerbsintensität und die Höhe der Menükosten korrelieren positiv mit der Höhe der Preissynchronisation. Zudem werden ketten- und geschäftsspezifische Unterschiede beobachtet. Innerhalb der Geschäfte werden reguläre Preisänderungen bei Marken in derselben Produktgruppe gleichzeitig*

*durchgeführt, während Sonderangebote zumeist zeitversetzt auftreten.*

### Schlüsselwörter

*Preissetzung; Preissynchronisation; Sonderangebote; Lebensmitteleinzelhandel; Milchprodukte; Deutschland*

### Abstract

*German food retailing is characterized by a strong price competition. Thus, we would expect the law of one price to hold and price adjustments to occur simultaneously. However, significant price differences can be observed which are often caused by sales. As price promotions are not related to supply or demand changes, they might bias measures of price synchronization. As dairy products are a key category that is often used in sales, we study the impact of price promotions on measures of price synchronization using dairy product prices in the German food retail market.*

*Our results show with a very few exceptions that price promotions significantly bias the measures of price synchronization within and between stores. Over all stores and products 25% of regular prices are synchronized but only 10% of promotional prices occur simultaneously. Discounters synchronize regular price changes to a greater extent and promotional prices to a lesser extent. The level of price synchronization between stores indicates a positive correlation with the number of competitors and with the level of menu costs. Price synchronization is lower for perishable compared to durable products. Also, some store and chain effects are observed. Within stores, regular price changes of substituting brands are highly synchronized whereas price promotions are staggered within the same category.*

### Key words

*price setting; price synchronization; price promotions; food retailing; dairy products; Germany*

## 1 Einleitung

*„Empirical evidence suggests that sales account for 25-50% of the annual price variation for popular categories of grocery products.“*  
(HOSKEN und REIFFEN, 2007: 26)

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel (LEH) ist durch einen starken Preiswettbewerb gekennzeichnet. Ein Anzeichen für funktionierenden Wettbewerb ist die Konvergenz von Preisen bei homogenen Gütern. Dennoch werden im LEH häufig große Preisdifferenzen bei gleichen Produkten beobachtet. Zum einen unterscheiden sich die Preise innerhalb von relativ homogenen Produktgruppen. Zum anderen variieren die Preise des gleichen Markenproduktes in unterschiedlichen Geschäften zum selben Zeitpunkt oder auch im selben Geschäft über die Zeit. Ein Grund dafür sind Sonderangebote, die für viele Einzelhändler ein zentrales Marketinginstrument darstellen (BLATTBERG und NESLIN, 1990). Sonderangebote sind temporäre signifikante Preisreduktionen, die nicht auf Kosten- oder Nachfrageänderungen zurückzuführen sind (HOSKEN und REIFFEN, 2001). Sie machen einen erheblichen Teil der beobachtbaren Preisvariation bei Lebensmitteln aus und können damit bei der Analyse von Preisbildungsprozessen, z. B. der Synchronisation oder Konvergenz von Preisen, von Bedeutung sein.

Der Begriff Preissynchronisation beschreibt nach SHESHINSKI und WEISS (1992) die zeitlich simultane Änderung von Preisen. Das Gegenteil der Preissynchronisation wird als Staggering bezeichnet und kann gemäß LACH und TSIDDON (1996) im einfachsten Fall als das Fehlen der Gleichzeitigkeit von Preisadjustierungen definiert werden. Das läge vor, wenn zeitlich gesehen Anpassungen der Preise rein zufällig erfolgen würden. Eine bewusste Asynchronisierung der Preisänderungen (uniformes Staggering) zwischen Geschäften läge vor, wenn die Zahl der Preisänderungen pro Periode über eine Gruppe von Geschäften hinweg immer konstant und zwar gleich der durchschnittlichen Preisänderungsrate wäre.

In dynamischen gesamtwirtschaftlichen Modellen kommt es infolge des Ausbleibens oder der verzögerten Anpassung von Preisen an Kosten- oder Nachfrageänderungen zu Wohlfahrtsverlusten. TAYLOR (1979, 1980) zeigt, dass Staggering von Preisen zwischen Geschäften eine verzögerte Preisadjustierung auf gesamtwirtschaftlicher Ebene zur Folge haben kann. Kurzfristige Preisänderungen wie Sonderangebote stellen per definitionem keine Anpassungen an Kosten- oder Nachfrageänderungen dar. Zudem kann aufgrund einiger Modelle Staggering für die Sonderange-

botspreise zwischen verschiedenen Geschäften erwartet werden (VARIAN, 1980). Folglich sollten Sonderangebotspreise bei der Messung von Preissynchronisation bzw. Staggering separat berücksichtigt werden.

Das Ziel dieser Arbeit ist es, den Einfluss von Sonderangeboten auf die Messung der Preissynchronisation zwischen und innerhalb von Geschäften des LEH in Deutschland zu untersuchen. Außerdem werden die Unterschiede im Grad der Synchronisation bei regulären Preisänderungen und Sonderangeboten zwischen Geschäften mithilfe eines ökonometrischen Hilfsvariablenansatzes systematisiert und erklärt. Dabei werden sowohl die preisstrategische Ausrichtung und die Kettenzugehörigkeit der Geschäfte als auch die Zahl der Wettbewerber sowie Preisadjustierungskosten berücksichtigt.<sup>1</sup>

Es wird in der folgenden empirischen Analyse anhand von Scannerdaten bei 135 Milchprodukten im Zeitraum von 2000 bis 2001 auf wöchentlicher Basis untersucht, ob die gemessene Synchronisation zwischen und innerhalb von Geschäften durch die Berücksichtigung von Sonderangeboten verändert wird. Milchprodukte werden gewählt, da diese Produkte als sogenannte Eckartikel häufig im Zentrum der Preispolitik im deutschen LEH stehen und daher der Anteil der Sonderangebote bei Milchprodukten vergleichsweise hoch ist.<sup>2</sup> Die wöchentliche Frequenz der Daten entspricht der Preisentscheidungsfrequenz im deutschen LEH (FENGLER und WINTER, 2007). Um den Einfluss von geringen zeitlichen Verzögerungen bei der Synchronisation aufzufangen, werden neben der wöchentlichen Frequenz auch Messungen für monatliche und quartalsweise Daten vorgenommen.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im nächsten Abschnitt werden die wesentlichen Annahmen zur Synchronisation und die erwartete Wirkung des Ausschlusses der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen theoretisch hergeleitet. Ein Überblick zu den bisherigen empirischen Studien weist dabei überwiegend auf Staggering von Preisadjustierungen zwischen

<sup>1</sup> Als preisstrategische Ausrichtungen können die Dauerniedrigpreisstrategie des „every day low pricing“ (EDLP) und die „high-low“-Strategie (HiLo) unterschieden werden (LEVY et al., 1998). Bei Letzterer liegt das Normalpreisniveau höher als bei EDLP und Sonderangebote werden eingesetzt, um Preisgünstigkeit zu suggerieren.

<sup>2</sup> Der Begriff Eckartikel geht zurück auf NYSTRÖM (1970) und bezeichnet solche Produkte, bei denen die Preiskenntnis der Konsumenten und die Preiselastizität der Nachfrage vergleichsweise hoch sind. Dazu zählen typischerweise leicht verderbliche, homogene Produkte, die täglich konsumiert werden (DILLER, 2008).

Geschäften hin. Innerhalb von Geschäften gibt es widersprüchliche Ergebnisse. Ergänzend wird die Bedeutung von Sonderangeboten für die Preisgestaltung im deutschen LEH dargestellt. Die Datenauswahl und die Methoden zur Messung der Synchronisation werden in Abschnitt 3 vorgestellt. In Abschnitt 4 werden zuerst die empirischen Ergebnisse zum Einfluss der Sonderangebote auf die Preisverteilung dargelegt und die Ergebnisse zur Synchronisation von regulären Preisanpassungen für die Produktgruppen erläutert. Nachfolgend wird auf den Einfluss der Sonderangebote und die Bedeutung der Unterschiede in den Preisstrategien der verschiedenen Ketten und Geschäfte im deutschen LEH eingegangen. Abschließend wird ein ökonometrisches Modell geschätzt, das die gefundenen Unterschiede in der Synchronisation von Preisen zwischen Geschäften in den verschiedenen Produktgruppen systematisiert bzw. erklärt. In Abschnitt 5 werden die zentralen Ergebnisse zusammengefasst und weiterführende Forschungsansätze aufgezeigt.

## 2 Literaturüberblick

*„Without those empirical findings, many alternative research streams might not have developed. Marketing needs the same focus on empirical generalizations. Such a focus would result in more and richer theories.“*  
(BLATTBERG, BRIESCH und FOX, 1995: G130)

### 2.1 Gründe für Staggering oder Synchronisation

Das Gesetz einheitlicher Preise oder „law of one price“ besagt, dass Preisänderungen bei homogenen Gütern auf differenzierten Märkten proportional, gleichgerichtet und mit möglichst geringem zeitlichen Verzug erfolgen (ISARD, 1977). Gründe dafür sind die Ähnlichkeit von Kosten- und Nachfrageänderungen auf den Märkten sowie der Einfluss von Arbitrage. In makroökonomischen Zusammenhängen ist das Fehlen synchroner Preisanpassungen u. a. dann relevant, wenn Änderungen der Geldmenge nicht zeitnah durch Preis- bzw. Lohnanpassungen aufgefangen werden.<sup>3</sup> Einerseits führt Staggering bei Inflation längerfristig zu veränderten (suboptimalen) Produktionsanreizen (CHRISTIANO, EICHENBAUM und EVANS, 2005). Andererseits kann eine fehlende Preissynchronisation zwischen Geschäften unter der Annahme von Infor-

mationskosten zu Wohlfahrtsverlusten auf der Nachfrageseite führen (TOMMASI, 1991).

Ein erster Blick auf Preisdaten im LEH deutet auf die Unzulässigkeit des Gesetzes in diesem Sektor hin. Hier werden häufig für homogene Produktgruppen, aber auch für gleiche Markenprodukte in der gleichen Stadt oder Region temporär und zum Teil auch dauerhaft sehr unterschiedliche Preise in den Geschäften verlangt (PESENDORFER, 2002).<sup>4</sup> Möglich wird dies durch die räumliche Monopolstellung der Geschäfte (Unternehmen), die Vielzahl der Produkte, die fehlende Preiskenntnis der Kunden sowie die Transaktionskosten auf Seiten der Kunden, die überwiegend einen bequemen Einkauf bevorzugen und in der Regel ein größeres Produktbündel kaufen.<sup>5</sup>

Gründe für eine fehlende Synchronisation können zeitliche Verzögerungen bei der Informationserhebung und -übermittlung von Preisänderungen der Konkurrenten sowie von Reaktionen der Konsumenten sein (BALL und CECCHETTI, 1988; LEVY et al., 1998). Weiterhin kann es sogenannte firmen- oder geschäftsspezifische (idiosynkratische) Kostenänderungen geben, z. B. wenn individuelle Verträge (Preisverhandlungen) zwischen Lebensmitteleinzelhändlern und Industrie vereinbart werden und diese Verhandlungen bei verschiedenen Unternehmen nicht im gleichen zeitlichen Rhythmus stattfinden (BLINDER et al., 1998). Innerhalb der Ketten kommt es aus denselben Gründen zur Synchronisation bei gleichen Produkten (BALL und ROMER, 1989; BASKHAR, 2002). Eine weitere Ursache von Staggering sind Kosten von Preisanpassungen (SHESHINSKI und WEISS, 1992). Diese lassen sich in klassische Menükosten, wie das Drucken von Katalogen und das Erstellen von Preisinformationen, zurückgehend auf MANKIW (1985) sowie AKERLOF und YELLEN (1985), und sogenannte Entscheidungskosten unterteilen. Letztere entstehen z. B. bei der Abschätzung, welchen Einfluss die Preisänderung auf den Gesamtproduktabsatz im Mehrprodukt-Unternehmen hat.<sup>6</sup> SHESHINSKI und WEISS (1992)

<sup>3</sup> Eine umfassende Übersicht der makroökonomischen Folgen fehlender Synchronisation liefert TAYLOR (1999).

<sup>4</sup> BUSCHLE (1997) und MÖSER (2002) ist zu entnehmen, dass das Gesetz einheitlicher Preise im deutschen LEH keine Gültigkeit hat.

<sup>5</sup> Bequem soll hier bedeuten „to complete shopping comfortably and efficiently, either through small convenience stores or through one-stop-shopping“ (MORSCHETT, SWOBODA und SCHRAMM-KLEIN, 2006: 286).

<sup>6</sup> „By decision costs we refer to costs of acquiring information on the production and demand of different products and to costs related to the organization and computation of coordinated price changes in multiproduct firms.“ (SHESHINSKI und WEISS, 1992: 334).



leiten die Existenz sogenannter (S,s)-Bereiche der realen Preise bei positiver Inflation ab, wonach Anbieter Preisanpassungen so lange hinauszögern, bis der reale Preis inflationsbedingt bis auf die Preisuntergrenze  $s$  fällt, um dann den nominalen Preis in einem diskreten Schritt dem realen Zielpreis  $S$  anzugleichen. Die Preisänderung erfolgt, wenn die Differenz des Zielpreises  $S$  und der Preisuntergrenze  $s$  größer als die Preisanpassungskosten  $\beta$  ist:  $S - s > \beta$ . Dem Modell zufolge führen klassische Menükosten zur Synchronisation der Preisanpassungen innerhalb von Geschäften und können zu Staggering zwischen Geschäften führen, wenn z. B. Unterschiede in den Menükosten vorliegen. Außerdem wird ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Preisanpassungen und dem Ausmaß der Synchronisation abgeleitet. Je größer die Anzahl der Preisänderungen ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit für gleichzeitige Preisänderungen (SHESHINSKI und WEISS, 1992).

Eine weitere Ursache für Staggering zwischen und innerhalb von Geschäften stellen Sonderangebote dar. Sonderangebote sind gemäß ihrer Definition kurzfristige Preissenkungen, die nicht auf Kosten- oder Nachfrageänderungen zurückzuführen sind (HOSKEN und REIFFEN, 2001). Sie dienen der Kundengewinnung und Absatzsteigerung (SCHMALEN et al., 1996). In verschiedenen Modellen erfolgen die Entscheidungen über den Zeitpunkt eines Sonderangebotes zufällig und zwischen Geschäften unabhängig (VARIAN, 1980; PESENDORFER, 2002; HOSKEN und REIFFEN, 2001 und 2007; RICHARDS, 2006; LOY und WEISS, 2009).<sup>7</sup> Demnach kommt es zwischen Geschäften zum Staggering bei den Sonderangebotspreisen, die einen erheblichen Teil der Preisvariation ausmachen und damit einen bedeutenden Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation ausüben können. Außerdem vermeiden Lebensmitteleinzelhändler in einer Produktgruppe bewusst die Konkurrenz zwischen Marken (AGRAWAL, 1996). Innerhalb von Geschäften und Produktgruppen wäre somit sogar uni-formes Staggering zu erwarten.

Weiterhin kann die Wettbewerbsintensität einen Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation haben. So wirkt sich bei Büchern eine höhere Anzahl von Anbietern des gleichen Produktes positiv auf die

Preissynchronisation aus (AXARLOGLOU, 2007). Dagegen begründen DOMBERGER und FIEBIG (1993) einen negativen Zusammenhang zwischen Wettbewerbsintensität und Synchronisation mit geringeren Suchkosten und damit erleichterten Preisabsprachen bei wenigen Anbietern.<sup>8</sup>

## 2.2 Empirische Studien zur Preissynchronisation

Die Synchronisation von Preisänderungen im LEH wurde für verschiedene Länder in zahlreichen empirischen Studien untersucht (LACH und TSIDDON, 1992 und 1996; TOMMASI, 1993; AUCREMANNE und DHYNE, 2004; KONIECZNY und SKRZYPACZ, 2005; VERONESE et al., 2005; DHYNE und KONIECZNY, 2007). Alle Ergebnisse deuten bei niedriger Inflation auf Staggering zwischen Geschäften hin. TOMMASI (1993) weist in diesem Zusammenhang bereits auf Sonderangebote als besonderes Phänomen der Preissetzungsstrategie und deren Beitrag zur Erklärung der fehlenden Synchronisation hin. Der Einfluss wird aber in der Untersuchung nicht überprüft.

Für den deutschen LEH untersuchen LOY und WEISS (2002) die Preissynchronisation bei zehn Frischeprodukten mithilfe wöchentlicher Daten der Zentralen Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP) in Bonn für den Zeitraum von 1995 bis 2000. Die Synchronisation zwischen Geschäften unterschiedlicher Ketten ist dabei geringer ausgeprägt als zwischen den Geschäften derselben Kette. Als Ursachen werden neben der Existenz von Menükosten geschäftsspezifische Preisstrategien angeführt. So gibt es bei Discountern und kleinen Supermärkten Staggering, während für alle übrigen Geschäftstypen die Hypothese der Gleichverteilung der Preisanpassungen über die Zeit abgelehnt wird (LOY und WEISS, 2002 und 2004). Innerhalb von Geschäften wird Staggering der Preisänderungen nachgewiesen, womit die Ergebnisse im Widerspruch zu denen von LACH und TSIDDON (1996) stehen. HOFFMANN und KURZ-KIM (2006) analysieren monatliche Preisbeobachtungen von 50 Produkten aus Daten des STATISTISCHEN BUNDESAMTES, die der Berechnung des Verbraucherpreisindex (CPI) zugrunde liegen (1998-2003).<sup>9</sup> Für die meisten Produkte wird

<sup>7</sup> Das Auftreten von Sonderangeboten in diesen Modellen ist ursächlich auf den unterschiedlichen Informationsstand der Konsumenten zurückzuführen. Die Unterscheidung zwischen informierten und uninformierten Konsumenten stammt dabei ursprünglich von SALOP und STIGLITZ (1977).

<sup>8</sup> Der Begriff Wettbewerbsintensität wird im Folgenden im Sinne von AXARLOGLOU (2007) verwendet. Demzufolge wird die Wettbewerbsintensität anhand der Anzahl von Wettbewerbern gemessen; d. h., eine geringe Wettbewerbsintensität meint wenige Anbieter.

<sup>9</sup> Diese monatlichen Daten basieren auf Informationen von circa 600 sogenannten Preiserhebern, die in 188 Ge-

ebenfalls eine geringe Synchronisation zwischen Geschäften gemessen. Eine Ausnahme stellen unverarbeitete Lebensmittel dar, bei denen Preisänderungen häufig simultan erfolgen. Es bleibt jeweils offen, ob und inwieweit das Auftreten von Sonderangeboten zur Erklärung der Unterschiede zwischen den Produktgruppen, Ketten oder Studien beitragen kann.

HERRMANN und MÖSER (2003), HERRMANN, MÖSER und WEBER (2005) zeigen anhand von wöchentlichen Preisinformationen der Markt Daten Kommunikation (MaDaKom) GmbH Köln im Zeitraum von 1996 bis 1999 für 20 Frühstückspunkte, dass sich sowohl die Preisvariabilität als auch die Preisrigidität mit der Anzahl der Sonderangebote verändert. HANSEN (2006) und HOFFMANN und KURZKIM (2006) weisen ebenfalls einen signifikanten Einfluss der Sonderangebote auf die Preisverteilung bei Lebensmitteln nach. Übereinstimmend wird etwa ein Fünftel der Preisschwankungen bei den ausgewählten Produkten durch Sonderangebote erklärt.<sup>10</sup>

### 3 Material und Methoden

*„The utilized scanner dataset covers the retailers' pricing decisions irrespective of potential consumer switching between stores.“*  
(HERRMANN, MÖSER und WEBER, 2005: 4)

#### 3.1 Datengrundlage

Die vorliegenden Einzelhandels-Scannerdaten wurden von der MaDaKom GmbH Köln für den Zeitraum von 2000 bis 2001 (104 Wochen) in rund 200 Geschäften des deutschen LEHs erfasst.<sup>11</sup> Für diese Untersuchung werden 135 Milchprodukte verschiedener Marken ausgewählt, die den folgenden Produktgruppen zugeordnet werden können: Frischmilch, H-Milch, Butter, Margarine, Joghurt, Quarkspeise, Sahne, Pudding und Kaffeesahne.<sup>12</sup> Für jede der Produktgruppen wurden die 30 umsatzstärksten Marken in den Jahren 2000 und 2001 ausgewählt, für die in mindestens 98 der

104 Wochen und in mindestens zwei Geschäften Daten zur Verfügung standen. Die Anzahl der Marken in den Produktgruppen variiert infolge dieser Restriktionen zwischen 10 (Margarine, Quarkspeise, Sahne und Pudding), 15 (H-Milch, Joghurt, Kaffeesahne), 20 (Butter) und 30 (Frischmilch). Insgesamt stehen Preisreihen für 117 Geschäfte zur Verfügung. Bei diesen Geschäften handelt es sich um 24 Discounter, 48 Super- und 45 Verbrauchermärkte, die sieben verschiedenen Lebensmitteleinzelhandelsketten zugeordnet werden können (Tabelle 1).

Die wenigen Marken in den jeweiligen Produktgruppen bei Discountern (Kette 7) spiegeln die sortimentspolitische Abgrenzung von Discountern gegenüber Super- oder Verbrauchermärkten wider (Tabelle 1). Erstere konzentrieren sich auf ein enges und flaches Sortiment mit Produkten hoher Umschlagshäufigkeit. Die Sortimentstiefe in Kette 5 ist ebenfalls relativ gering. Außer bei Sahne werden in Super- und Verbrauchermärkten überwiegend dieselben Herstellermarken in den unterschiedlichen Ketten angeboten. Bei den übrigen Produkten handelt es sich um Handels- und Regionalmarken.

#### 3.2 Messung der Preissynchronisation

Die zeitliche Synchronisation von Preisanpassungen zwischen verschiedenen Geschäften oder verschiedenen Marken innerhalb eines Geschäftes kann mithilfe der Anzahl  $N_{pt}$  oder des Anteils  $p_t$  von Preisänderungen bzw. dessen Standardabweichung  $s_{pt}$  bestimmt werden. Die Standardabweichung des Anteils der Preisanpassungen in einer Periode (Woche) über z. B. eine Gruppe von Geschäften bildet hier die Basis für die Messung der Preissynchronisation. Dieser Ansatz wurde erstmals von LACH UND TSIDDON (1992) verwendet. Grundlegender Gedanke ist hierbei, dass bei perfekter Synchronisation der Anteil der Preisänderungen zu einem bestimmten Zeitpunkt entweder 100 % oder 0 % ist. Hieraus würde bei einem durchschnittlichen Anteil der Preisanpassungen von z. B. 50 % eine Standardabweichung des Anteils der Preisanpassungen bei vollständiger Synchronisation von 0,5 resultieren. Demgegenüber würde bei uniformem Staggering unter gleichen Bedingungen die Standardabweichung Null sein. Der Anteil der Preisänderungen zu jedem Zeitpunkt wäre gleich der durchschnittlichen Preisänderungsrate.

FISHER und KONIECZNY (2000) wenden einen  $\chi^2$ -Homogenitätstest an, mit dem die Gleichverteilung der Anzahl der Preisanpassungen  $N_{pt}$  über die Zeit getestet wird. Der modifizierte Test nach DIAS et al.

---

meinden die Preise der gleichen Produkte in denselben Geschäften notieren (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2010a).

<sup>10</sup> HANSEN (2006) verwendet Preisinformationen der MaDaKom GmbH (2000-2001) von sechs verderblichen und lagerfähigen Markenprodukten aus 74 Geschäften des deutschen LEH.

<sup>11</sup> Zur näheren Beschreibung der Daten siehe HERRMANN und MÖSER (2003) sowie HANSEN (2006).

<sup>12</sup> Margarine wurde in die Analyse mit aufgenommen, da es sich hierbei um ein enges Substitut für Butter handelt.

**Tabelle 1. Übersicht der im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH**

Kette	1	2	3	4	5	6	7
Anzahl der Geschäfte	30	17	22	12	7	13	16
<b>Vertriebskanal</b>							
Discounter	4	0	2	0	2	0	16
Supermarkt	12	6	8	7	3	12	0
Verbrauchermarkt	14	11	13	5	1	1	0
<b>Organisationstyp</b>							
Filialisiert	6	7	22	3	7	12	16
Regiebetrieb	19	5	0	2	0	2	0
Selbstständig	5	5	0	2	0	2	0
<b>Zahl der Marken in den Produktgruppen</b>							
Frischmilch	15	11	12	8	1	12	3
H-Milch	8	6	7	8	1	5	3
Butter	14	13	15	11	10	11	3
Margarine	9	9	10	8	4	5	4
Joghurt	15	14	14	15	10	12	3
Quarkspeise	10	10	10	10	4	6	2
Sahne	4	1	4	n. v. <sup>a</sup>	n. v.	2	n. v.
Pudding	10	9	7	9	8	9	1
Kaffeesahne	11	10	9	6	6	6	2

\* Die im Datensatz erfassten Geschäfte können gemäß den Angaben von der MaDaKom (2001) GmbH sieben verschiedenen Lebensmittel-einzelhandelsketten bzw. Unternehmen des deutschen LEH zugeordnet werden. Es handelt sich hierbei um eine relativ grobe Kategorisierung, der zufolge bspw. Edeka aktiv Märkte, Edeka Neukauf, aber auch Delta derselben Kette angehören.

<sup>a</sup> nicht verfügbar

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

(2005) berücksichtigt durch einen Korrekturfaktor die Limitation der beobachteten Anzahl der Preisänderungen  $N_{p_t}$  in einer Periode durch die Zahl der Geschäfte  $N$ , indem er neben der Gleichverteilung der Anzahl der Preisänderungen über die Zeit  $N_{p_t}$  auch die Gleichverteilung der Anzahl der unveränderten Preise  $N(1-p_t)$  überprüft. Dieser Test wird in der vorliegenden Analyse verwendet, um grundsätzlich zwischen Synchronisation und reinem Staggering der Preise zu unterscheiden:

$$(1) \chi_D^2 = \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(N_{p_t} - N\bar{p})^2}{N\bar{p}} + \frac{(N(1-p_t) - N(1-\bar{p}))^2}{N(1-\bar{p})} \right\},$$

$$\chi_D^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(T-1),$$

wobei  $p_t$  dem Anteil der Preisänderungen in einer Periode  $t$  und  $\bar{p}$  dem mittleren Anteil der Preisanpassungen über alle  $T$  Perioden entsprechen. Eine Unterscheidung zwischen Staggering und uniformem Staggering ist auf Basis dieses  $\chi^2$ -Homogenitätstest nicht möglich, da die Erwartungswerte für die Anzahl der Preisänderungen bei Staggering und uniformem Staggering identisch sind.

Um das Ausmaß der Synchronisation der regulären und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zu bestimmen, wird der FK-Index nach FISHER UND KONIECZNY (2000) verwendet. Dabei wird die empirisch

ermittelte Standardabweichung  $s_{p_t}$  gemäß folgender Formel in Relation zu ihren Erwartungswerten bei Synchronisation  $\sigma_{Syn}$  und Staggering  $\sigma_{Stag}$  gesetzt:

$$(2) FK = \frac{\sigma_{Stag} - s_{p_t}}{\sigma_{Stag} - \sigma_{Syn}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n_i} \bar{p}(1-\bar{p})} - s_{p_t}}{\sqrt{\frac{1}{n_i} \bar{p}(1-\bar{p})} - \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}},$$

$$-1 \leq FK \leq 1.$$

Unter der Annahme zufällig und unabhängig verteilter Preisänderungen ist der Anteil der Preisänderungen binomialverteilt (LACH und TSIDDON, 1996). Demgemäß kann beim FK-Index der Erwartungswert der Standardabweichung bei Staggering auf Basis einer binomialverteilten Zufallsvariable errechnet werden, wobei  $\sigma_{Stag}$  erst für  $n_i \rightarrow \infty$  gegen Null strebt. Auf diese Weise wird eine Unterscheidung zwischen Staggering ( $s_{p_t} = \sigma_{Stag}$ ) und uniformem Staggering ( $s_{p_t} = 0$ ) ermöglicht.<sup>13</sup> Ein positiver Wert des FK-Indexes kann

<sup>13</sup> Auf den von DIAS et al. (2005) dargestellten Index  $FK_D$  wird nicht zurückgegriffen, da mithilfe dieser Variante nicht zwischen Staggering und uniformem Staggering unterschieden werden kann. Der Erwartungswert bei Staggering wird dort gleich Null gesetzt und entspricht damit dem Erwartungswert bei uniformem Staggering:

als Anteil der Geschäfte, die ihre Preisänderungen bei der  $i$ -ten Marke ( $i = 1, \dots, m$ ) vollständig synchronisieren (Anteil der perfekt synchronisierten Preisänderungen), interpretiert werden. Ein Wert für FK von 0,1 impliziert vollständige (perfekte) Synchronisation bei 10 % der  $n$  Geschäfte, während bei den restlichen Geschäften Staggering vorliegt. Nimmt der FK-Index negative Werte an, ist dies ein Indiz für uniformes Staggering statt einer zufälligen Verteilung der Preisänderungen (FK = 0). Allerdings lässt sich der Anteil der bewusst verzögerten Preisänderungen (uniformes Staggering) nicht direkt ablesen, da die Zählerdifferenz des FK-Index bei uniformem Staggering, anders als bei Synchronisation, nicht durch die Nennerdifferenz begrenzt ist. In Ausnahmefällen kann der Zähler dem Betrage nach sogar größer als die Differenz der Erwartungswerte bei Staggering und perfekter Synchronisation im Nenner sein. Jedoch nur, wenn Preisänderungen tatsächlich annähernd perfekt gleichverteilt sind.<sup>14</sup>

Der Vergleich des FK-Indexes aller Preisänderungen mit dem FK-Index der regulären Preisänderungen sowie mit dem FK-Index für die Sonderangebote erlaubt zudem Rückschlüsse auf den Einfluss von Sonderangeboten auf die gemessene Preissynchronisation. Weiterhin werden Vergleiche des FK-Index zwischen Lebensmitteleinzelhandelsketten, Produktgruppen und Marken vorgenommen.

## 4 Empirische Ergebnisse

*“It appears that the likelihood and across retailers synchronization of price adjustments increases as market competition intensifies; especially in case of price reductions, companies follow their competitors and drop their own prices very quickly.”*  
(AXARLOGLOU, 2007: 670)

### 4.1 Deskriptive Statistiken

Um den Einfluss der Sonderangebote und die Unterschiede zwischen den Ketten in Bezug auf die gemessene

sene Preissynchronisation einzuordnen, werden zunächst die mittleren Preise mit und ohne Sonderangebote sowie die Preisvariation innerhalb der Produktgruppen und dann für die einzelnen Ketten betrachtet. Tabelle 2 zeigt Informationen zur Preisverteilung bei den Milchprodukten. Der mittlere Preis von Butter beträgt z. B. 2,53 DM pro Stück.<sup>15</sup> Die mittleren Preise für einen Becher Joghurt oder Quarkspeise liegen unterhalb 1 DM. Gründe für die starke Streuung der Preise bei Sahne und Pudding können die unterschiedlichen Packungsgrößen sein. Der Variationskoeffizient in beiden Produktgruppen beträgt ca. 0,5. Trotz ebenfalls unterschiedlicher Bechergößen bei Joghurt und Quarkspeise liegt der Variationskoeffizient hier jedoch, wie in den übrigen Produktgruppen, bei etwa 0,2.

Die Unterscheidung zwischen regulären Preisen und Sonderangeboten hat einen wesentlichen Einfluss auf die Preisverteilung. Zum einen liegen die mittleren Preise ohne Sonderangebote in den Produktgruppen signifikant über den Mittelwerten aller Preise ( $\alpha = 0,01$ ). Zum anderen sind die absoluten Preisänderungen ohne Sonderangebote im Mittel signifikant niedriger. So beträgt das Mittel aller absoluten Preisänderungen bei Frischmilch 10,1 Pfennig pro Liter; ohne Sonderangebote liegt der Mittelwert bei 6,2 Pfennig pro Liter (Tabelle 2). Die mit Abstand größten mittleren Preisänderungen werden bei Butter (29,5 Pfennig pro Stück) und Margarine (24,6 Pfennig pro Packung) verzeichnet. Ohne Sonderangebote sind die mittleren Preisänderungen bei Butter und Margarine jedoch nur noch geringfügig größer als in den übrigen Produktgruppen (8,6 Pfennig bzw. 8,4 Pfennig pro Packung). In fünf der neun Produktgruppen treten mit und ohne Sonderangebote mehr Preiserhöhungen als -senkungen auf. Bei Margarine, Joghurt, Quarkspeise und Pudding sind inkl. Sonderangeboten häufiger Preissenkungen als Preiserhöhungen zu beobachten.

$$FK_D = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(p_t - \bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})} \right\}} = \frac{s_{p_t}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}, \quad 0 \leq FK_D \leq 1.$$

<sup>14</sup> Solche Ausnahmefälle treten auf, wenn die Differenz zwischen den Erwartungswerten bei perfekter Synchronisation und Staggering dem Betrage nach kleiner ist als der Erwartungswert bei Staggering. So würde bspw. bei uniformem Staggering ( $s_{p_t} = 0$ ), nur zwei Geschäften und einem Anteil der Preisänderungen von 3 %  $FK = \frac{0,118-0}{0,0118-0,167} = -2,41$  resultieren. Werte des FK-Indexes kleiner als -1 werden als -1 angegeben und als perfektes uniformes Staggering interpretiert.

<sup>15</sup> Es werden jeweils die nominalen Preise der Marken in DM bzw. Pfennig für die Analyse verwendet (FENGLER und WINTER, 2007). Auf eine Umrechnung in Euro wird verzichtet, um eine Berücksichtigung von Preisschwellen (psychologischen Preisen) zu ermöglichen (HERRMANN und MÖSER, 2005). Desgleichen beziehen sich die Preisangaben im Weiteren jeweils auf eine Einheit bzw. eine Packung des Produktes. Der mittlere Preis von Butter beträgt also 2,53 DM pro Stück bzw. pro 250 g. In Tabelle 2 sind die jeweiligen Packungsgrößen einer Einheit bzw. einer Packung angegeben. Bei Joghurt, Quarkspeise, Sahne, Pudding und Kaffeesahne beziehen sich die Preisangaben auf einen Becher; die Preise werden somit in keiner Produktgruppe mit der Einheit gewichtet.

**Tabelle 2. Preisniveau und Preisvariation in den Produktgruppen**

Produktgruppe (Geschäfte)	F (97) <sup>a</sup>	H (91)	B (108)	M (115)	J (108)	Q (100)	S (59)	P (116)	K (117)
<b>Arithmetisches Mittel der Preise (Pfennig pro Packung)</b>									
Insgesamt	137,0	128,0	253,7	177,7	79,2	96,4	123,0	126,5	129,0
Reguläre Preise <sup>b</sup>	137,9	128,0	256,0	179,0	80,2	97,6	123,7	128,3	129,4
Packungsgröße	1 l	1 l	250 g	500 g	150 g – 250 g	125 g/ 200 g	200 g/ 250 g	75 g – 250 g	250 ml/ 340 ml
<b>Mittlere absolute Preisänderung (Pfennig pro Packung)<sup>c</sup></b>									
Insgesamt	10,1	10,6	29,5	24,6	11,3	13,8	12,9	16,7	12,1
Reguläre Preise	6,2	6,3	8,6	8,4	6,3	6,9	6,5	7,0	7,8
<b>Variationskoeffizient der Preise<sup>d</sup></b>									
Insgesamt	0,228	0,239	0,128	0,204	0,228	0,165	0,503	0,519	0,384
Reguläre Preise	0,227	0,239	0,119	0,201	0,222	0,158	0,501	0,512	0,384
<b>Korrigierter Variationskoeffizient der Preise<sup>e</sup></b>									
Insgesamt	0,080	0,104	0,059	0,087	0,083	0,086	0,119	0,125	0,098
Reguläre Preise	0,072	0,102	0,043	0,078	0,073	0,065	0,112	0,099	0,098
<b>Anteil der Preisvariation zwischen Geschäften (%)<sup>f</sup></b>									
Insgesamt	43,1	55,4	27,2	12,2	19,8	21,0	68,8	15,6	17,6
Reguläre Preise	43,8	55,6	30,1	12,6	20,8	22,2	69,1	16,0	17,7
<b>Anteil der Preisvariation innerhalb von Geschäften (%)<sup>f</sup></b>									
Insgesamt	53,2	38,0	71,3	86,9	78,3	78,6	30,6	84,3	81,6
Reguläre Preise	52,3	37,4	73,0	87,1	78,4	78,9	30,6	84,0	81,4
<b>Anteil der Preisvariabilität über die Zeit (%)<sup>f</sup></b>									
Insgesamt	63,3	34,3	88,7	91,8	81,9	94,4	65,5	93,2	84,7
Reguläre Preise	40,8	29,3	52,3	77,6	62,1	55,0	62,5	65,0	83,8

<sup>a</sup> Für F(rischnmilch) stehen in 97 Geschäften für mind. eine Marke über den gesamten Zeitraum Preisinformationen zur Verfügung. Die weiteren Produktgruppen sind: H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne).

<sup>b</sup> Bei regulären Preisen werden die Sonderangebotspreise aus der Analyse ausgeschlossen.

<sup>c</sup> Die mittleren absoluten Preisänderungen ergeben sich aus der Summe der absoluten Differenzen des aktuellen Preises zum Vorperiodenpreis über alle Marken und Perioden geteilt durch die Anzahl der Preisänderungen in der jeweiligen Produktgruppe.

<sup>d</sup> Der Variationskoeffizient der Preise setzt die Standardabweichung der Preise in Relation zum arithmetischen Mittel der Preise in der jeweiligen Produktgruppe.

<sup>e</sup> Beim korrigierten Variationskoeffizient werden zuerst die Standardabweichung der Preise und die mittleren Preise für jede Marke in der jeweiligen Produktgruppe separat bestimmt. Beide Größen werden dann über die Marken gemittelt und in Relation zueinander gesetzt.

<sup>f</sup> Berechnet in Anlehnung an LOY und WEISS (2002) (s. Anhang).

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Der Variationskoeffizient sinkt nur leicht, aber signifikant durch den Ausschluss der Sonderangebote ( $\alpha = 0,01$ ), weil die Preisunterschiede zwischen den Marken den Einfluss der Sonderangebote auf die Streuung der Preise überdecken. So ist der korrigierte Variationskoeffizient, bei dem sich die Standardabweichungen auf die mittleren Preise der Marken statt auf das arithmetische Mittel der Preise beziehen, ohne Sonderangebotspreise in acht der neun Produktgruppen bedeutsam kleiner. Bei Butter sinkt die Streuung durch den Ausschluss der Sonderangebote am stärksten.

Die Streuung der Preise in den relativ homogenen Produktgruppen kann hier auf Preisunterschiede zwischen Marken innerhalb von Geschäften, auf unter-

schiedliche Preisniveaus zwischen Geschäften und auf Schwankungen über die Zeit zurückgeführt werden. Als Varianz über die Geschäfte wird die durchschnittliche Streuung der Preisniveaus in den 104 Wochen bestimmt und als Anteil an der Gesamtvarianz dargestellt. Bei Margarine, Pudding, Kaffeesahne, Joghurt und Quarkspeise macht diese weniger als ein Viertel der Gesamtvarianz aus (Tabelle 2). Bei Sahne hingegen beträgt der Wert fast 69 %. Grund dafür könnte sein, dass überwiegend regionale Marken bzw. unterschiedliche Handelsmarken in den jeweiligen Ketten angeboten werden. Die mittlere Streuung der Preise von Marken innerhalb der Produktgruppen in einem Geschäft stellt die Varianz im Geschäft dar. Deren Anteil an der Gesamtvariation ist in sieben der neun



**Tabelle 3. Preisniveau und Preisvariation für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH**

Kette	1	2	3	4	5	6	7
<b>Arithmetisches Mittel der Preise (Pfennig pro Packung)</b>							
Insgesamt	138,0	153,4	136,1	146,1	150,8	158,5	125,2
Reguläre Preise <sup>a</sup>	138,8	154,2	138,4	146,5	150,6	158,6	125,2
<b>Mittlere absolute Preisänderung (Pfennig pro Packung)</b>							
Insgesamt	15,6	19,9	16,8	11,2	11,5	17,4	9,1
Reguläre Preise	8,1	11,9	6,0	6,2	5,7	13,8	8,0

<sup>a</sup> Bei regulären Preisen werden die Sonderangebotspreise aus der Analyse ausgeschlossen.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Produktgruppen größer als die Variation der Preisniveaus zwischen den Geschäften. Nur bei H-Milch und Sahne wird weniger als die Hälfte der Gesamtvarianz auf die Variation der Einzelpreise innerhalb von Geschäften zurückgeführt. Bei Margarine, Pudding und Kaffeesahne liegt der Anteil der Preisvariation innerhalb von Geschäften bei über 80 %. Das Gesetz einheitlicher Preise gilt somit weder zwischen noch in den Geschäften.

Die Preisvariabilität über die Zeit gibt an, in welchem Maße die Schwankungen der Einzelpreise über die Zeit zur Gesamtvarianz bei den Marken beitragen (Tabelle 2). Wenn die Preise aller Marken über die Zeit nicht verändert würden, ergäbe sich ein Anteil der Preisvariabilität an der Gesamtvarianz von 0 %. Tatsächlich reicht der Beitrag der intertemporalen Variabilität von 34 % bei H-Milch bis zu 94 % bei Quarkspeise. Die zeitliche Varianz ist bei Produktgruppen mit Herstellermarken höher als bei Produktgruppen, in denen auch Handelsmarken enthalten sind. Die Ergebnisse zur Preisvariation und zur Preisvariabilität entsprechen in etwa denen von LOY und WEISS (2002). Die von LOY und WEISS (2002) verwendeten ZMP-Daten beziehen sich nicht auf bestimmte Marken, sondern nur auf bestimmte Produkte; die gemessene Preisvarianz über die Zeit und über die Geschäfte könnte somit auch einen Teil der Preisvarianz zwischen Marken in den Geschäften beinhalten.<sup>16</sup>

Ohne Berücksichtigung der Sonderangebote wird die Gesamtvarianz stärker durch Unterschiede der Einzelpreise in den Geschäften als durch unterschiedliche Preisniveaus zwischen den Geschäften bestimmt. Die einzige Ausnahme bildet H-Milch. Im Gegensatz zu den Anteilen der statischen Preisvariationen wird der Anteil der intertemporalen Preisvariabilität stark

durch den Ausschluss der Sonderangebote verändert. Am stärksten ist die Wirkung der Sonderangebote bei Quarkspeise ausgeprägt.

In Tabelle 3 werden die mittleren Preise und die Preisvariation für die sieben im Datensatz erfassten Ketten gegenübergestellt. Ein Vergleich der mittleren Preise bestätigt auch bei Ausschluss der Sonderangebote ein niedrigeres Preisniveau bei Discountern (Kette 7) als bei Super- und Verbrauchermärkten. Die mittleren Preise ohne Sonderangebote unterscheiden sich von den mittleren Preisen insgesamt am stärksten in Kette 3 und am wenigsten in Kette 5 und 7. Die Höhe der absoluten Preisänderungen gibt Aufschluss über mögliche Unterschiede der Preisanpassungsregeln zwischen den Ketten. So werden mit Sonderangeboten kleine Preisänderungen primär in Kette 7 sowie in Kette 4 und 5 beobachtet. Ohne Sonderangebote gibt es dagegen kleine Preisänderungen vor allem in Kette 3 sowie in Kette 4 und 5. Große Preisänderungen treten mit Sonderangeboten und ohne Sonderangebote in Kette 2 und 6 auf.

Die Gegenüberstellung der Anteile der Preisänderungen in Tabelle 4 zeigt große Unterschiede zwischen den Produktgruppen. Bei Frischmilch, Joghurt, Quarkspeise und Pudding sind die Anteile der Preisänderungen mit über 15 % am größten. Bei Frischmilch werden diese Preisänderungen überwiegend auf Kosten- oder Nachfrageänderungen zurückgeführt, wohingegen bei Pudding, Joghurt und Quarkspeise etwa drei Viertel der Preisänderungen durch Sonderangebote hervorgerufen werden. Der Anteil der regulären Preisänderungen liegt außer bei Frischmilch unter 6 %. Der Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen mit Sonderangeboten streut über die Produktgruppen hinweg um den Anteil der monatlichen Preisänderungen bei verarbeiteten Lebensmitteln (10 %) (HOFFMANN und KURZ-KIM, 2006). Die Anteile der Preisänderungen ohne Sonderangebote liegen außer bei Frischmilch unterhalb des dort angegebenen Werts (8 %).

<sup>16</sup> Die statische Preisvariation reicht bei LOY und WEISS (2002) von 48 % bis 98 %. Die intertemporale Preisvariabilität liegt zwischen 37 % und 91 %.

**Tabelle 4. Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen für die Produktgruppen**

Produktgruppe	F <sup>a</sup>	H	B	M	J	Q	S	P	K
<b>Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen (%)<sup>b</sup></b>									
Insgesamt	24,6	6,8	12,4	8,7	18,3	19,1	7,7	15,1	5,2
Reguläre Preise <sup>c</sup>	16,7	4,8	5,5	3,5	5,8	5,2	4,8	3,7	2,9
<b>Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen (%)<sup>d</sup></b>									
	32,2	29,6	55,4	60,3	68,6	72,9	37,4	75,4	44,4

<sup>a</sup> F(rischnmilch), H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne)

<sup>b</sup> Der Anteil der Preisänderungen (%) bezieht sich auf die Gesamtzahl der Preisbeobachtungen  $w$  in den jeweiligen Produktgruppen.  $A_{PA} = w_{PCH}/w * 100 \%$ , wobei  $w_{PCH}$  für die Anzahl der Wochen mit Preisänderungen steht.

<sup>c</sup> ohne Sonderangebotspreise

<sup>d</sup> Der Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen (%) in den jeweiligen Produktgruppen wird als Differenz der Anteile aller Preisänderungen und der Preisänderungen ohne Sonderangebote bezogen auf den Anteil aller Preisänderungen multipliziert mit 100 % berechnet.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Die Gegenüberstellung der Anteile der Preisänderungen in Tabelle 5 zeigt sowohl mit als auch ohne Sonderangebote sehr seltene Änderungen der Preise in Kette 6 und 7. Besonders groß ist der Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen in Kette 3. Durch den Ausschluss der Sonderangebote sinkt der Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen am stärksten in Kette 1, 2 und 3, am wenigsten in Kette 7. In Kette 1, 2 und 3 sind mehr als die Hälfte der Preisänderungen sonderangebotsinduziert. In Kette 7 sind dagegen nur 6 % der Preisänderungen auf Sonderangebote zurückzuführen.

Abbildung 1 zeigt keine systematische Beziehung zwischen dem Anteil aller Preisänderungen und der absoluten Höhe derselben. Werden nur die regulären Preisänderungen betrachtet, so ergibt sich ein negativer Zusammenhang. Es werden also entweder Preise häufig in geringem Umfang (Kette 3 und 5) geändert oder nur selten und dann in relativ starkem Umfang (Kette 2 und 6). Für die Anordnung von Kette 7 im Diagramm spielt die Berücksichtigung der Sonderangebote nur eine geringe Rolle.

Zusammenfassend können folgende Schlüsse bezüglich der unterschiedlichen Preissetzungsstrategien der Ketten abgeleitet werden: Die Discount-Strategie des EDLP der Kette 7 spiegelt sich sowohl im durchschnittlich niedrigsten Preisniveau, als auch im geringsten Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen wider. Langfristige Preisänderungen werden dabei in gleicher Weise wie in den übrigen Super- und Verbrauchermärkten durchgeführt. Für Kette 3 ergibt sich eine ausgeprägte HiLo-Strategie (häufige Sonderangebote, starke Preisnachlässe), die zu einem relativ niedrigen mittleren Preisniveau führt. Reguläre Preisänderungen werden hier am häufigsten und in kleinen Schritten durchgeführt. Die Gesamtvarianz der Preise ist trotz des komplett filiierten Organisationstyps in Kette 3 relativ groß. Grund hierfür könnte die relativ hohe Anzahl der Marken in den Produktgruppen und damit die Preisvariation innerhalb von Geschäften sein. Der kleinste Anteil der regulären Preisänderungen und damit die starren Preise sind in Kette 6 bei einem vergleichsweise hohen mittleren Preisniveau zu finden. Darüber hinaus müssen Unter-

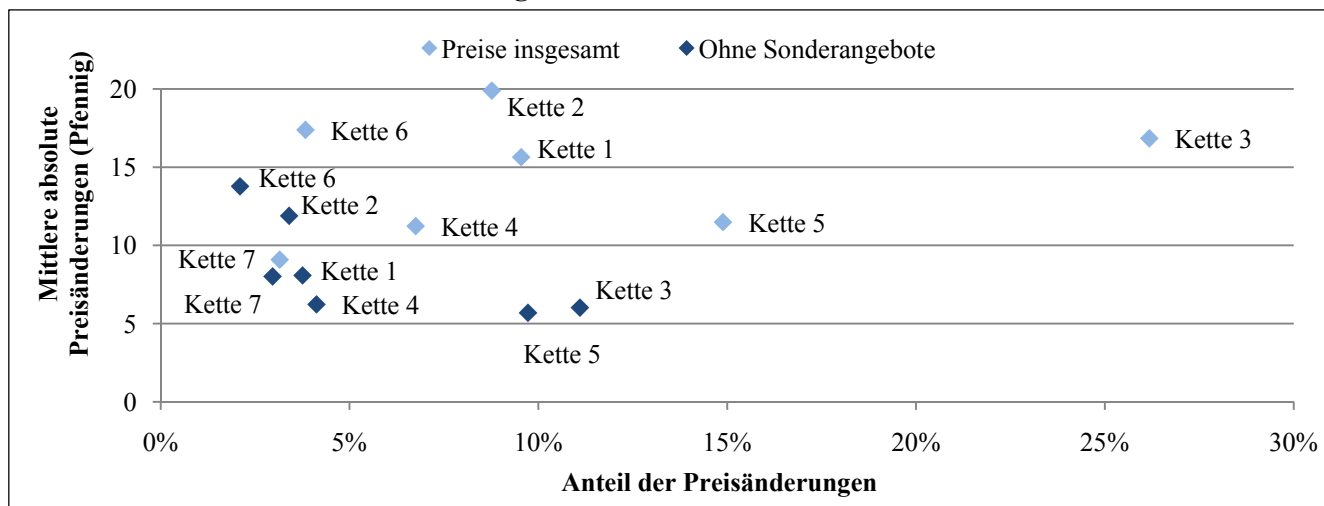
**Tabelle 5. Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH**

Kette	1	2	3	4	5	6	7
<b>Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen<sup>b</sup></b>							
Insgesamt	9,5	8,8	26,2	6,8	14,9	3,8	3,2
Reguläre Preise <sup>c</sup>	3,8	3,4	11,1	4,1	9,7	2,1	3,0
<b>Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen (%)<sup>d</sup></b>							
	60,7	61,2	57,6	38,9	34,7	45,2	6,0

Anmerkungen siehe Tabelle 4

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

**Abbildung 1. Mittlere absolute Preisänderungen und Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen**



Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

schiede der Preisgestaltung und Sonderangebotspolitik zwischen den Produktgruppen und Marken bei der Analyse der Preissynchronisation berücksichtigt werden. Bspw. sind die hohen Anteile der Preisänderungen und Sonderangebote bei Joghurt, Quarkspeise und Pudding durch die Dominanz von Herstellermarken in diesen Produktgruppen bedingt.

## 4.2 Synchronisation der Preisänderungen

Der  $\chi^2$ -Homogenitätstest von DIAS et al. (2005) über alle Marken und Geschäfte ergibt keine Gleichverteilung der Anzahl der Preisänderungen. Der empirische  $\chi_D^2$ -Wert über alle 135 Marken ( $\chi_D^2 = 3\,868$ ) ist deutlich größer als der tabellarische bei einprozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit ( $\chi^2(103) = 128$ ).<sup>17</sup> Auch der FK-Index zeigt trotz der niedrigen Inflation kein reines Staggering der Preisänderungen für die einzelnen Produktgruppen an (Tabelle 6).<sup>18</sup> Inhaltlich unterscheiden sich die Ergebnisse für die Reihen mit und ohne Sonderangebote bzw. nur für die Sonderange-

bote nicht, auch wenn die empirischen Werte für die Sonderangebote deutlich geringer sind.

Gemäß den Werten des FK-Indexes in Tabelle 6 variiert der Anteil der perfekt synchronisierten Preisänderungen zwischen den Produktgruppen stark. Die höchste Synchronisation aller Preisänderungen wird bei H-Milch (FK = 27,5 %) und bei Sahne (FK = 23,7 %), die niedrigste bei Pudding (FK = 6,5 %) gemessen. Obwohl einerseits reines Staggering in allen Produktgruppen eindeutig abgelehnt wird, weicht andererseits der Anteil der synchronen Preisänderungen erheblich von perfekter Synchronisation zwischen den Geschäften ab.

Aus der Betrachtung der Theorie zu Sonderangeboten kann eine geringere Synchronisation bei Sonderangeboten als bei regulären Preisänderungen abgeleitet werden. Für acht der neun Produktgruppen wird diese Hypothese bestätigt (Tabelle 6). Die regulären Preisänderungen sind wie alle Preisänderungen am stärksten bei H-Milch (FK = 33,5 %) und am wenigsten bei Pudding (FK = 5,0 %) synchronisiert. Bei Margarine steigt die Synchronisation durch den Ausschluss der Sonderangebote am stärksten (um 6,9 %), was mit dem relativ hohen Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zusammenhängen kann. Der FK-Index für sonderangebotsinduzierte Preisänderungen reicht von 2,2 % bei Frischmilch bis 14,8 % bei Sahne. Bemerkenswerterweise wird bei Pudding, bei dem der Anteil der Sonderangebote relativ am höchsten ist, eine geringere Synchronisation bei regulären Preisänderungen als bei Sonderangeboten gemessen.

<sup>17</sup> Der empirische  $\chi_D^2$ -Wert über alle Produkte beträgt  $\chi_D^2 = 2\,106$ , wenn Sonderangebote nicht aus der Analyse ausgeschlossen werden und  $\chi_D^2 = 1\,245$ , wenn nur Sonderangebote betrachtet werden. Die Hypothese, dass Staggering vorherrscht, wird deshalb immer abgelehnt ( $\chi^2(103) = 128$  ( $\alpha = 0,01$ )).

<sup>18</sup> Die Inflationsraten in Deutschland betragen auf Basis der Verbraucherpreise insgesamt 1,4 % (2000) und 1,9 % (2001). Für Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke liegen die Änderungsraten 2000 niedriger (-0,7 %) und 2001 höher (4,5 %) (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2010b).

**Tabelle 6. Ergebnisse zur Preissynchronisation für die Produktgruppen**

Produktgruppe	F <sup>a</sup>	H	B	M	J	Q	S	P	K
<b><math>\chi^2</math>-Homogenitätstest nach DIAS et al. (2005)<sup>b</sup></b>									
Insgesamt	546	2599	478	1277	1784	824	1385	566	1425
Reguläre Preise <sup>c</sup>	849	3587	624	2729	2748	1016	1606	426	1821
SA-Preise <sup>d</sup>	191	284	339	528	1476	984	731	515	704
<b>FK-Index (%)<sup>e</sup></b>									
Insgesamt	8,0	27,5	5,7	10,7	12,3	9,0	23,7	6,5	13,3
Reguläre Preise	11,5	33,5	7,3	17,6	16,2	10,6	26,2	5,0	15,6
SA-Preise	2,2	4,5	4,0	5,4	10,8	10,3	14,8	6,0	7,9

<sup>a</sup> F(rischnmilch), H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne)

<sup>b</sup> Berechnet nach (1): Die Gleichverteilung wird immer hoch signifikant abgelehnt ( $\chi^2(103) = 128, \alpha = 0,01$ ).

<sup>c</sup> ohne Sonderangebotspreise

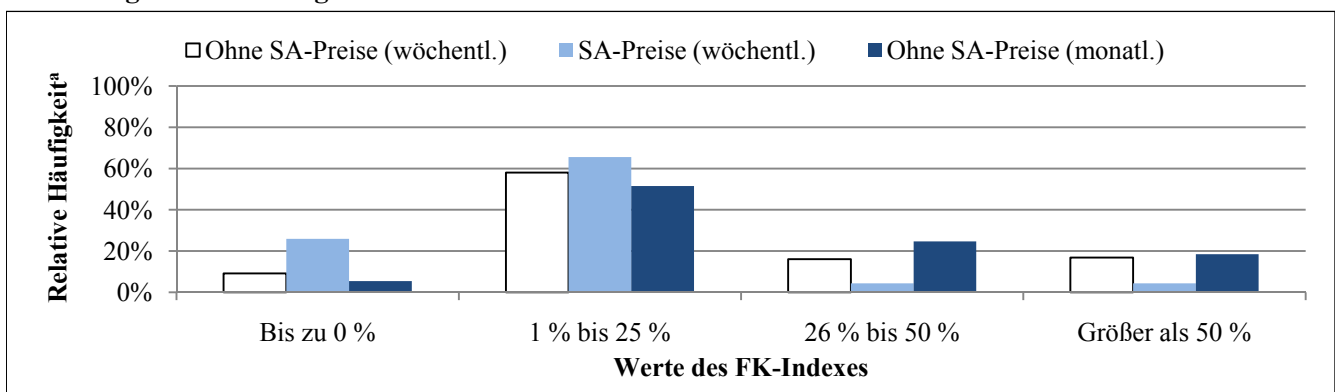
<sup>d</sup> nur Sonderangebotspreise

<sup>e</sup> Berechnet nach (2): Insgesamt sind z. B. 8,0 % der Preisänderungen bei Frischnmilch vollständig synchronisiert.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Um zu beurteilen, ob markenspezifische Besonderheiten bei der Synchronisation der Sonderangebote zwischen Geschäften auftreten, wird der FK-Index zusätzlich für alle 135 Marken getrennt berechnet (s. Abbildung 2). Bei einem Fünftel der Marken kann tatsächlich auf Staggering der Sonderangebote geschlossen werden ( $FK < 0\%$ ). Bei etwa zwei Drittel der Marken sind die Sonderangebote kaum synchronisiert ( $1\% < FK \leq 25\%$ ). Werte des FK-Indexes über 25 % treten erwartungsgemäß seltener für Sonderangebote als für die übrigen Preisänderungen auf. Allerdings liegt auch bei mehr als der Hälfte der Marken der Anteil der theoretisch perfekt synchronisierten regulären Preisadjustierungen zwischen 1 % und 25 %. Der Anteil der Synchronisation bei regulären Preisänderungen ist bei etwa einem Fünftel der Marken größer als 50 %.

Ein Vergleich zwischen wöchentlichen und monatlichen Preisbeobachtungen ergibt steigende FK-Indizes für das längere Beobachtungsintervall (s. Abbildung 2). Der Unterschied ist gering aber signifikant ( $\overline{FK}_{\text{monatl.}} = 27,6\%$  vs.  $\overline{FK}_{\text{wöchentl.}} = 25,4\%$ ,  $\alpha = 0,05$ ). Eine Verlängerung der Intervalle auf Quartale verstärkt diesen Effekt nochmals signifikant ( $\overline{FK}_{\text{quart.}} = 36,5\%$ ,  $\alpha = 0,01$ ), d.h., während im Mittel über alle Marken etwa ein Viertel der Geschäfte kosten- oder nachfrageinduzierte Preisänderungen bei der jeweiligen Marke in derselben Woche durchführt, passt innerhalb desselben Quartals etwa ein Drittel der Geschäfte die Preise an. Die übrigen Geschäfte, welche dieselbe Marke anbieten, verzögern die Preisänderungen, entweder weil Nachfrage- oder Kostenänderungen jeweils nur einen Teil der Anbieter betreffen oder um Marktanteile zu gewinnen.

**Abbildung 2. Verteilung der FK-Indizes für alle 135 im Datensatz erfassten Marken**

<sup>a</sup> Die Fälle, bei denen der Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen 0 % ist, werden nicht berücksichtigt, da auf Basis der Standardabweichung bei einem Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen von 0 % oder 100 % nicht zwischen Synchronisation und Staggering unterschieden werden kann.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH



**Tabelle 7. Ergebnisse zur mittleren Preissynchronisation in den verschiedenen im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH**

Kette	1	2	3	4	5	6	7
<b><math>\chi^2</math>-Homogenitätstest nach DIAS et al. (2005) zur Synchronisation zwischen Geschäften<sup>b</sup></b>							
Reguläre Preise <sup>c</sup>	760	700	540	887	408	511	356
SA-Preise <sup>d</sup>	705	691	504	1069	409	500	230
<b><math>\chi^2</math>-Homogenitätstest nach DIAS et al. (2005) zur Synchronisation innerhalb von Geschäften<sup>b</sup></b>							
Reguläre Preise	1288	492	2053	674	685	1683	4386
SA-Preise	495	298	1378	224	280	950	250
<b>FK-Index (%) zur Synchronisation zwischen Geschäften<sup>e</sup></b>							
Reguläre Preise	29,8	27,3	41,8	28,1	53,8	62,4	80,3
SA-Preise	25,6	18,3	48,7	9,1	35,3	64,0	17,8
<b>FK-Index (%) zur Synchronisation innerhalb von Geschäften<sup>e</sup></b>							
Reguläre Preise	12,2	34,8	7,7	8,1	5,2	13,4	29,8
SA-Preise	4,0	7,7	7,4	10,1	-0,7	5,3	14,6

Anmerkungen siehe Tabelle 6

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Bei der Mehrzahl der Marken werden Sonderangebote zwischen Geschäften weniger synchronisiert als die regulären Preisänderungen. Im Mittel sind die Werte für den FK-Index bei Sonderangeboten signifikant kleiner als die bei regulären Preisänderungen (wöchentliche Datenbasis,  $\alpha = 0,01$ ). Die hohe Synchronisation der Sonderangebote bei einzelnen Marken sowie die breite Spannweite des FK-Indexes über die Produktgruppen hinweg werden vermutlich durch die Synchronisation innerhalb der Ketten und Geschäfte verursacht. Die Anteile der Preisänderungen bei den Marken und in den Produktgruppen erklären weder den Anteil der perfekt synchronisierten Preisänderungen noch die Höhe der Synchronisation bei Sonderangeboten.

### 4.3 Synchronisation innerhalb der Lebensmitteleinzelhandelsketten und Geschäfte

Aus der Theorie kann bei kettenspezifischen (idiosynkratischen) Kosten- oder Nachfrageänderungen eine höhere Synchronisation bei regulären Preisänderungen zwischen den Geschäften derselben Kette als zwischen allen Geschäften abgeleitet werden. Desgleichen sollten innerhalb von Geschäften reguläre Preisänderungen innerhalb derselben Produktgruppe stärker synchronisiert sein als zwischen allen Marken. Gründe hierfür sind zum einen Rohstoffkostenänderungen, die alle Marken einer Produktgruppe betreffen; zum anderen sind Preisbeziehungen innerhalb einer Produktgruppe komplementär.<sup>19</sup> Außerdem wird

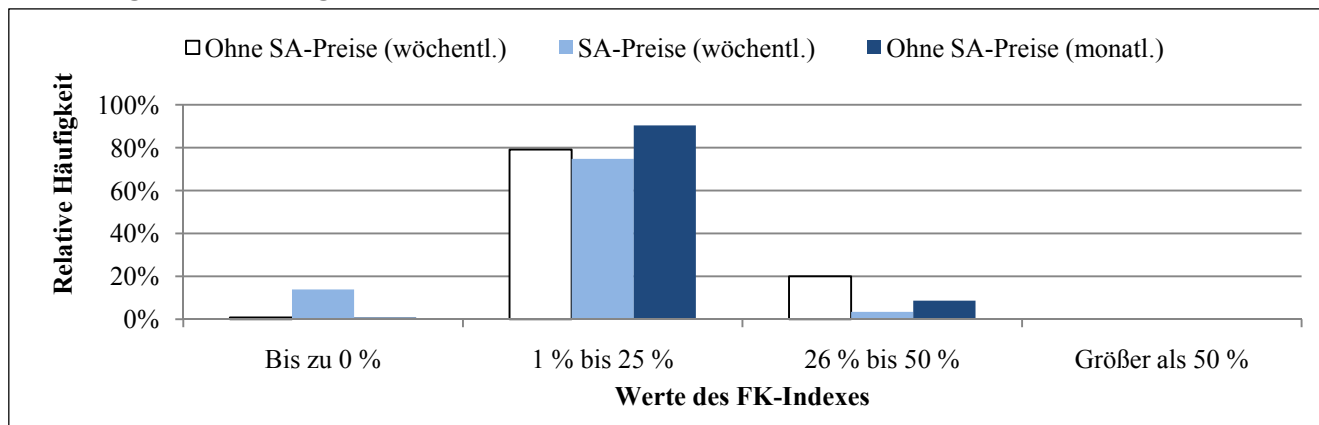
überprüft, ob zentral getroffene Sonderangebotsentscheidungen innerhalb der Ketten eine Ursache für die nicht zufällige Verteilung der Sonderangebote über die Zeit und über die Geschäfte sind. Ergänzend wird untersucht, ob die Aussage von AGRARWAL (1996) gilt, wonach Sonderangebote innerhalb von Geschäften bei unterschiedlichen Marken einer Produktgruppe asynchron auftreten.

Zwar unterscheiden sich die Werte des  $\chi^2$ -Homogenitätstests deutlich zwischen den einzelnen Ketten, jedoch wird sowohl zwischen als auch innerhalb von Geschäften reines Staggering bei einprozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt ( $\chi^2(103) = 128$ ) (Tabelle 7). Genauso wie für alle Geschäfte sind damit innerhalb der Ketten weder reguläre noch sonderangebotsinduzierte Preisänderungen gleichverteilt.

Das Ausmaß der Synchronisation variiert jedoch, gemessen am FK-Index, zwischen den Ketten sowie zwischen und innerhalb von Geschäften (Tabelle 7). Die regulären Preisänderungen sind zwischen Geschäften am stärksten in Kette 7 (FK = 80,3 %) und am wenigsten in Kette 2 (FK = 27,3 %) synchronisiert. Innerhalb von Geschäften wird die höchste Synchronisation der regulären Preisänderungen dagegen in Kette 2 (FK = 34,8 %) gemessen. In den übrigen Ketten werden reguläre Preise merklich seltener gleichzeitig im selben Geschäft als synchron zwischen Geschäften angepasst. Sonderangebote treten nur in

<sup>19</sup> Als komplementär werden Preisbeziehungen bezeichnet, wenn Preisänderungen bei zwei Produkten gleichge-

richtet, d.h. bei beiden Produkten positiv oder bei beiden Produkten negativ sind. Typischerweise sind Preisänderungen bei engen Substituten komplementär (BASKHAR, 2002).

**Abbildung 3. Verteilung der FK-Indizes für alle 117 Geschäfte im Datensatz**

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Kette 4 häufiger zeitgleich im selben Geschäft als in mehreren Geschäften auf. Der FK-Index bei Sonderangeboten liegt innerhalb von Geschäften für alle Ketten unter 15 % und deutet für Kette 5 sogar auf Staggering der Sonderangebote innerhalb von Geschäften hin.

Ergänzend zeigt Abbildung 3 eine sehr ähnliche Koordination der Preisänderungen innerhalb von Geschäften. Für fast alle Geschäfte wird eine geringe Synchronisation ( $0\% < FK \leq 25\%$ ) der regulären und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen gemessen. Im Mittel unterscheiden sich die Ergebnisse zur Synchronisation innerhalb von Geschäften auf Basis wöchentlicher und monatlicher Preisbeobachtungen nicht ( $\alpha = 0,05$ ).

Um zu beurteilen, ob systematische Preisstrategien der Ketten die Unterschiede der Synchronisation

zwischen den Ketten verursachen, wird der FK-Index für die Ketten in Tabelle 8 separat für alle Produktgruppen gegenübergestellt. Bei sechs der neun Produktgruppen ist in allen Ketten die Synchronisation zwischen den Geschäften derselben Kette höher als die Synchronisation zwischen allen Geschäften (Tabelle 6). Bei Frischmilch bildet Kette 3 die Ausnahme, bei Quarkspeise Kette 1 und bei H-Milch und Quarkspeise Kette 2. Am stärksten sind die regulären Preisänderungen in allen Produktgruppen zwischen den Geschäften der Kette 7 (Discounter) synchronisiert. Eine eindeutige Rangordnung der Super- und Verbrauchermärkte bezüglich des Ausmaßes der Synchronisation zwischen Geschäften kann nicht gebildet werden.

In Bezug auf die Zentralisierung der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen ergibt die Analyse

**Tabelle 8. FK-Index getrennt für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH und Produktgruppen**

Produktgruppe	F <sup>a</sup>	H	B	M	J	Q	S	P	K
<b>FK-Index<sup>c</sup> zwischen Geschäften ohne SA-Preise<sup>c</sup> (SA-Preise<sup>s</sup>) (%)</b>									
<b>Kette 1</b>	25,8 (23,1)	42,8 (25,7)	18,1 (35,0)	26,3 (29,4)	28,5 (15,4)	7,3 (15,1)	31,2 (21,7)	14,6 (22,3)	30,2 (21,3)
<b>Kette 2</b>	44,5 (21,4)	17,6 (15,3)	28,0 (15,7)	21,3 (10,7)	23,1 (14,5)	6,7 (18,3)	n. v. <sup>f</sup>	6,0 (10,7)	36,1 (22,7)
<b>Kette 3</b>	23,2 (29,7)	57,3 (45,1)	40,5 (38,2)	41,9 (57,2)	33,2 (45,1)	23,6 (35,8)	40,5 (62,7)	22,9 (40,3)	58,6 (66,3)
<b>Kette 4</b>	28,6 (28,6)	49,8 (13,6)	38,1 (30,5)	22,0 (-5,1)	22,0 (8,8)	13,9 (-1,0)	n. v.	8,2 (6,0)	20,9 (15,1)
<b>Kette 5</b>	-8,6 (-7,1)	82,8 (n.v.)	38,4 (27,3)	72,9 (42,5)	44,1 (24,4)	23,6 (4,9)	n. v.	46,6 (41,8)	85,2 (90,3)
<b>Kette 6</b>	76,7 (72,5)	51,3 (-5,6)	61,3 (34,8)	69,6 (28,9)	62,2 (78,3)	47,3 (69,8)	100,1 (n. v.)	49,6 (68,0)	40,8 (73,1)
<b>Kette 7</b>	85,6 (-1,1)	82,8 (n. v.)	77,2 (100,0)	78,0 (3,5)	71,0 (-1,3)	94,6 (-0,3)	n. v.	70,0 (n. v.)	67,4 (26,7)

Anmerkungen siehe Tabelle 6

<sup>f</sup> nicht verfügbar

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

keinen eindeutigen Aufschluss (Tabelle 8). Einerseits tritt in Kette 6 wie für alle Marken (Tabelle 7) in den einzelnen Produktgruppen mehrmals eine sehr hohe Synchronisation der Sonderangebote auf, andererseits wird bei H-Milch nur hier Staggering gemessen. Daneben liegt auch innerhalb der Produktgruppen tendenziell in Kette 3 eine eher hohe Synchronisation der Sonderangebote vor. In Kette 7 wird dagegen für drei der neun Produktgruppen Staggering der Sonderangebote zwischen Geschäften angezeigt.

Innerhalb von Geschäften sind reguläre Preisänderungen innerhalb der Produktgruppen systematisch stärker synchronisiert als alle regulären Preisänderungen. Die höchste Synchronisation wird in Kette 7 gemessen. In einem Drittel der Fälle kann anhand des FK-Indexes auf Staggering der Sonderangebote innerhalb der Produktgruppen und Geschäfte geschlossen werden.

Zusammenfassend bestätigen die Ergebnisse zur Synchronisation innerhalb der Ketten und Geschäfte die Annahme, wonach die Synchronisation der regulären Preisänderungen zwischen den Geschäften derselben Kette stärker ausgeprägt ist als die Synchronisation zwischen allen Geschäften. Es werden sowohl bei allen Marken als auch innerhalb der Produktgruppen Hinweise auf das Staggering der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen innerhalb von Geschäften gefunden. Im Hinblick auf den Einfluss der Preisstrategie auf die Synchronisation treten reguläre Preisänderungen bei Discountern häufiger und Sonderangebote seltener in allen Geschäften gleichzeitig auf als im übrigen LEH. Abschließend wird die Synchronisation von Preisänderungen zwischen jeweils zwei Geschäften bei einer Marke näher betrachtet, um weitere Einflussfaktoren auf die Synchronisation zu untersuchen.

#### 4.4 Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften

Die vorherigen Kapitel geben erste Hinweise auf mögliche Ursachen der gemessenen Synchronisation der regulären und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zwischen Geschäften. In dem folgenden Modell sollen diese Bestimmungsgründe simultan untersucht werden. Als Bestimmungsgründe werden der Anteil der Preisänderungen, die Wettbewerbsintensität, Menükosten sowie Unterschiede zwischen den Produktgruppen und geschäftsspezifische Einflussfaktoren in das Modell aufgenommen.

Gemäß den (S,s)-Modellen verursachen Menükosten eine höhere Synchronisation innerhalb von

Geschäften. Indirekt sollten sie zu einer höheren Synchronisation der regulären Preisänderungen zwischen Geschäften beitragen, wenn die Menükosten in unterschiedlichen Geschäften eine vergleichbare Höhe aufweisen. Für Sonderangebote gilt dieser Zusammenhang zwischen Menükosten und Synchronisation nicht. Zwar entstehen Menükosten bei Sonderangeboten bspw. durch das wöchentliche Drucken von Handzetteln, aber diese Menükosten verursachen anders als bei regulären Preisänderungen keine Synchronisation der Sonderangebote innerhalb der Geschäfte. Einerseits würden die Geschäfte in Wochen ohne Sonderangebote und Handzettel keine Kunden in die Geschäfte locken. Andererseits würde in Wochen mit vielen Sonderangeboten im selben Geschäft und in derselben Produktgruppe die Marge bei loyalen Kunden sinken. Ein hoher Anteil von Preisänderungen sollte bei regulären Preisänderungen und Sonderangeboten positiv auf die Synchronisation wirken. Eine höhere Wettbewerbsintensität könnte auf der einen Seite die Preissynchronisation insbesondere bei Sonderangeboten verstärken. Auf der anderen Seite könnten Preisabsprachen und damit simultane Preisänderungen durch mehr Wettbewerber erschwert werden. Individuelle Preisverhandlungen (kettenspezifische Kostenänderungen) sollten zu einer höheren Synchronisation der regulären Preisänderungen zwischen den Geschäften derselben Kette als zwischen Geschäften verschiedener Ketten führen. Sonderangebotsentscheidungen können bei Geschäften derselben Kette systematisch verzögert oder zentral synchronisiert werden. Reguläre Preisänderungen sollten zwischen Regiebetrieben stärker synchronisiert sein als zwischen selbstständigen Lebensmitteleinzelhändlern. Deshalb werden zusätzlich die preisstrategische Ausrichtung und der Organisationstyp der Geschäfte berücksichtigt. Abschließend werden produktgruppenspezifische Unterschiede in das folgende Modell integriert, um die Wirkung und Bedeutsamkeit der genannten Bestimmungsgründe der Synchronisation bei regulären Preisänderungen und Sonderangeboten mithilfe einer Regression gegenüber zu stellen:

$$(3) \text{FK}_Z = \beta_0 + \beta_1 * A_{P\bar{A}} + \beta_2 * n_i + \beta_3 * \text{FK}_I + \beta_4 * D_F + \beta_5 * D_H + \beta_6 * D_B + \beta_7 * D_M + \beta_8 * D_J + \beta_9 * D_Q + \beta_{10} * D_S + \beta_{11} * D_P + \beta_{12} * D_K + \beta_{13} * D_{K11} + \beta_{14} * D_{K22} + \beta_{15} * D_{K33} + \beta_{16} * D_{K44} + \beta_{17} * D_{K55} + \beta_{18} * D_{K66} + \beta_{19} * D_{K77} + \beta_{20} * D_{GR} + \beta_{21} * D_{GF} + \beta_{22} * D_{GS} + \beta_{23} * D_{VKD} + \beta_{24} * D_{VKS} + \beta_{25} * D_{VKV} + \varepsilon.$$

Abhängige Variable ist die Synchronisation der regulären Preisänderungen (Sonderangebote) zwischen zwei Geschäften bei einer Marke  $FK_{ZRP}$  ( $FK_{ZS}$ ).<sup>20</sup> Im Mittel beträgt die so gemessene Synchronisation bei regulären Preisänderungen (Sonderangeboten)  $FK_{ZRP} = 6,2\%$  ( $FK_{ZS} = -2,8\%$ ). In mehr als 50 % (75 %) der Fälle nimmt  $FK_{ZRP}$  bei regulären Preisänderungen ( $FK_{ZS}$  bei Sonderangeboten) einen negativen Wert an. Neben dem Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen  $A_{P\bar{A}}$  und der Wettbewerbsintensität (Anzahl der Geschäfte insgesamt, welche die jeweilige Marke führen  $n_i$ ) werden Abweichungen zwischen den Produktgruppen, die zuvor beschrieben wurden (Kapitel 4.1), durch Dummy-Variablen ( $D_F$ ,  $D_H$ ,  $D_B$ ,  $D_J$ ,  $D_Q$ ,  $D_S$ ,  $D_P$ ,  $D_K$ ) abgebildet.<sup>21</sup> Darüber hinaus kann die Synchronisation innerhalb von Geschäften (Menükosten)  $FK_I$  und innerhalb der Ketten ( $D_{K11}$ , ...,  $D_{K77}$ ) einen Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation ausüben.<sup>22</sup> Die Wirkungen geschäftsspezifischer Charakteristika werden über Dummy-Variablen zum Organisationstyp und zum Vertriebskanal abgebildet. Es wird zuerst überprüft, ob zwischen Regiebetrieben ( $D_{GR}$ ), Filialen ( $D_{GF}$ ) und selbstständigen Geschäften ( $D_{GS}$ ) die Synchronisation höher oder niedriger ist als zwischen Geschäften mit verschiedenen Organisationstypen. Dann wird getestet, ob die Synchronisation zwischen je zwei Discountern ( $D_{VKD}$ ), Super- ( $D_{VKS}$ ) oder Verbrauchermärkten ( $D_{VKV}$ ) größer als zwischen unterschiedlichen Vertriebskanälen ist.

Das Modell wird bei regulären Preisänderungen mit insgesamt 91 872 Beobachtungen geschätzt, die sich durch die paarweise Kombination aller Geschäfte für jedes der 135 Milchprodukte ergeben. Das Modell ist gesamt signifikant (empirischer F-Wert = 1106,  $\alpha = 0,01$ ) und erklärt mehr als ein Drittel der Streuung der endogenen Variable ( $R^2 = 35,82\%$ ) (Tabelle 9).

<sup>20</sup>  $FK_{ZRP}$  steht für die mithilfe des FK-Indexes gemessene Synchronisation zwischen den Geschäften bei regulären Preisänderungen.  $FK_{ZS}$  bezieht sich dementsprechend auf die Synchronisation zwischen den Geschäften bei Sonderangeboten.

<sup>21</sup> Als Referenz wird jeweils die Produktgruppe mit der niedrigsten Synchronisation ausgewählt: Bei regulären Preisänderungen ist diese Pudding und bei Sonderangeboten Frischmilch.

<sup>22</sup>  $FK_I$  entspricht dem Mittelwert der FK-Indexe über beide Geschäfte und repräsentiert den mittleren Grad der Synchronisation innerhalb der Geschäfte. Je bedeutsamer die Menükosten bei der Preisgestaltung der einzelnen Geschäfte sind, desto größer sollte  $FK_I$  sein.

Die Ergebnisse zur unterschiedlichen Synchronisation in den Produktgruppen werden bestätigt. Im Mittel sind Preisänderungen bei H-Milch und Sahne signifikant stärker synchronisiert als in allen anderen Produktgruppen ( $\beta_5 = 15,53$ ;  $\beta_{10} = 16,91$ ). Preisänderungen bei Pudding sind im Mittel am wenigsten synchronisiert (Referenzgruppe). Bezüglich produktspezifischer Ursachen wird eine tendenziell stärkere Preissynchronisation bei lagerfähigen Produkten als bei leicht verderblichen Produkten beobachtet. Bspw. ist die Synchronisation im Mittel bei H-Milch signifikant größer als bei Frischmilch und bei Margarine größer als bei Butter. Dagegen werden keine Unterschiede bei Handels- und Herstellermarken gefunden. So weisen Joghurt und Quarkspeise, bei denen ausschließlich starke Herstellermarken im Sample erfasst sind, eine relative unterschiedliche Synchronisation auf ( $\beta_8 = 8,53$  und  $\beta_9 = 1,81$ ).

Die Schätzergebnisse bestätigen die herausgearbeiteten kettenspezifischen Preisstrategien und offensichtliche signifikante Unterschiede der Synchronisation zwischen diesen (Tabelle 9). Im Mittel liegt die Synchronisation zwischen zwei Geschäften derselben Kette signifikant höher als die Synchronisation zwischen zwei Geschäften unterschiedlicher Ketten. Das Ergebnis ist unabhängig von der Kettenzugehörigkeit der beiden Geschäfte. Alle Hilfsvariablen für die Synchronisation bei Geschäften der gleichen Kette sind signifikant positiv ( $\beta_{13}$ -  $\beta_{19}$ ). Die signifikant höchste Synchronisation der regulären Preisänderungen wird für Kette 7 gemessen; im Mittel liegt hier  $FK_{ZRP}$  um fast 70 % höher als zwischen zwei Geschäften unterschiedlicher Ketten. Die Synchronisation innerhalb der Kette ist in den Kette 1 und 2 relativ am niedrigsten ( $\beta_{13} = 4,32$ ;  $\beta_{14} = 5,70$ ). Die Schätzer spiegeln bereits die Bedeutung des Organisationstyps für die Synchronisation der regulären Preisänderungen wider: In überwiegend filialisierten Ketten sind die Preispassungen zwischen Geschäften stärker koordiniert (Kette 7, Kette 5, Kette 6, Kette 3). Im Vergleich zu selbstständigen Einzelhändlern sowie unterschiedlichen Geschäftstypen werden zwischen Regiebetrieben bzw. Filialen reguläre Preisänderungen im Mittel signifikant stärker synchronisiert ( $\beta_{20} = 6,78$ ;  $\beta_{21} = 1,99$ ). Daneben treten zwischen gleichen und unterschiedlichen Vertriebskanälen nur geringe und zum Teil nicht signifikante Abweichungen der Synchronisation auf. Daher können die Ungleichheiten der Ketten hinsichtlich der Synchronisation nicht ausschließlich auf den Geschäftstyp zurückgeführt werden ( $\beta_{23} = 0,53$ ;  $\beta_{24} = 2,42$ ;  $\beta_{25} = 1,43$ ) sondern sind maßgeblich durch die jeweilige Preispolitik der Kette motiviert.



**Tabelle 9. Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften**

Synchronisation zwischen Geschäften (FK <sub>ZRP</sub> /FK <sub>ZS</sub> ) [%]		$\beta$	Reguläre Preisänderungen		Sonderangebote	
			Schätzer (Standardf. <sup>a</sup> )	95 %-KI	Schätzer (Standardf. <sup>a</sup> )	95 %-KI
Konstante		$\beta_0$	-6,43 (0,306)*** <sup>b</sup>	[-7,03; -5,83]	-19,79 (0,568)***	[-20,90; -18,42]
Anteil der Preisänderungen (A <sub>PA</sub> ) [%]		$\beta_1$	-0,87 (0,018)***	[-0,91; -0,83]	-0,46 (0,011)***	[-0,48; -0,44]
Wettbewerbsintensität (n <sub>i</sub> )		$\beta_2$	0,04 (0,003)***	[0,03; 0,04]	0,06 (0,003)***	[0,06; -0,07]
Relevanz der Menükosten (FK <sub>i</sub> ) [%]		$\beta_3$	0,14 (0,012)***	[0,12; 0,16]	-	-
Unterschiede zwischen den Produktgruppen	Frischmilch (D <sub>F</sub> )	$\beta_4$	4,11 (0,551)***	[2,03; 5,19]	-	-
	H-Milch (D <sub>H</sub> )	$\beta_5$	15,53 (0,558)***	[14,44; 16,22]	12,20 (0,791)***	[10,65; 13,75]
	Butter (D <sub>B</sub> )	$\beta_6$	5,81 (0,214)***	[5,39; 6,23]	11,65 (0,576)***	[10,52; 12,78]
	Margarine (D <sub>M</sub> )	$\beta_7$	7,42 (0,174)***	[7,07; 7,76]	10,90 (0,57)***	[9,78; 12,00]
	Joghurt (D <sub>J</sub> )	$\beta_8$	8,53 (0,193)***	[8,15; 8,91]	12,23 (0,552)***	[11,15; 13,31]
	Quarkspeise (D <sub>Q</sub> )	$\beta_9$	1,81 (0,189)***	[1,44; 2,18]	9,47 (0,559)***	[8,37; 10,56]
	Sahne (D <sub>S</sub> )	$\beta_{10}$	16,91 (1,033)***	[14,88; 18,93]	12,88 (1,362)***	[10,21; 15,55]
	Pudding (D <sub>P</sub> )	$\beta_{11}$	-	-	9,71 (0,570)***	[8,59; 10,83]
Kettenspezifische Unterschiede	Kaffeesahne (D <sub>K</sub> )	$\beta_{12}$	4,65 (0,213)***	[4,23; 5,07]	11,81 (0,581)***	[10,67; 12,95]
	Kette 1 (D <sub>K11</sub> )	$\beta_{13}$	4,32 (0,313)***	[3,32; 4,53]	8,90 (0,319)***	[8,28; 9,53]
	Kette 2 (D <sub>K22</sub> )	$\beta_{14}$	5,70 (0,620)***	[4,48; 6,91]	5,65 (0,592)***	[4,49; 6,81]
	Kette 3 (D <sub>K33</sub> )	$\beta_{15}$	26,45 (0,378)***	[25,71; 27,19]	36,60 (0,473)***	[35,68; 37,53]
	Kette 4 (D <sub>K44</sub> )	$\beta_{16}$	11,52 (0,837)***	[9,88; 13,16]	-0,10 (0,602)	[-1,08; 1,28]
	Kette 5 (D <sub>K55</sub> )	$\beta_{17}$	46,88 (2,440)***	[42,10; 51,67]	31,98 (2,944)***	[26,21; 37,75]
	Kette 6 (D <sub>K66</sub> )	$\beta_{18}$	41,68 (1,154)***	[39,41; 43,94]	58,39 (1,508)***	[55,44; 61,35]
Geschäftsspezifische Unterschiede	Kette 7 (D <sub>K77</sub> )	$\beta_{19}$	69,62 (0,946)***	[67,77; 71,47]	5,21 (1,206)***	[2,84; 7,57]
	Regiebetriebe (D <sub>GR</sub> )	$\beta_{20}$	6,78 (0,341)***	[6,11; 7,44]	1,68 (0,265)***	[1,16; 2,20]
	Filialen (D <sub>GF</sub> )	$\beta_{21}$	1,99 (0,121)***	[1,75; 2,23]	-0,61 (0,122)***	[-0,85; -0,37]
	Selbstständige (D <sub>GS</sub> )	$\beta_{22}$	1,07 (0,712)	[-0,32; 2,47]	6,33 (0,918)***	[4,53; 8,13]
	Discounter (D <sub>VKD</sub> )	$\beta_{23}$	0,53 (0,682)	[-0,80; 1,87]	1,77 (0,745)**	[0,31; 3,23]
	Supermärkte (D <sub>VKS</sub> )	$\beta_{24}$	2,42 (0,181)***	[2,07; 2,77]	4,31 (0,198)***	[3,92; 4,69]
	Verbrauchermärkte (D <sub>VKV</sub> )	$\beta_{25}$	1,43 (0,156)***	[1,12; 1,73]	5,43 (0,168)***	[5,10; 5,75]
Anzahl der Beobachtungen			91872		82506	
F-Wert			1106 ***		451 ***	
Bestimmtheitsmaß R <sup>2</sup> [%]			35,82		30,74	

<sup>a</sup> Die Standardfehler sind in beiden Modellen robust geschätzt, da die Residuen nicht homoskedastisch verteilt sind (White-Test: Empirischer  $\chi^2 = 22368$ \*\*\* (reguläre Preisänderungen) bzw.  $\chi^2 = 24255$ \*\*\* (Sonderangebote)).

<sup>b</sup> \*\*\* Singifikanzniveau  $\alpha = 0,01$

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten von der MaDaKom (2001) GmbH

Die Preisentscheidungen innerhalb von Geschäften beeinflussen die Synchronisation zwischen Geschäften. Eine höhere Preissynchronisation innerhalb von Geschäften führt im Mittel zu einer höheren Synchronisation zwischen Geschäften. Da FK<sub>i</sub> [1,31; 37,20] wesentlich geringer streut als FK<sub>ZRP</sub> [-85,70; 100,82] impliziert der Wert des Schätzers allerdings eine geringe Bedeutung der Menükosten für die Preissynchronisation zwischen Geschäften ( $\beta_3 = 0,14$ ).

Zwischen dem Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen und der gemessenen Synchronisation wird kein signifikant positiver Zusammenhang gefunden. Die Wettbewerbsintensität hat dagegen einen positiven und signifikanten Einfluss von geringem Ausmaß. Erhöht sich die Anzahl der

Geschäfte, welche die jeweilige Marke führen, um Eins, so steigt der FK<sub>ZRP</sub> im Mittel um 0,04 %.

Bei Sonderangeboten wird das Modell mit insgesamt 82 506 Beobachtungen geschätzt. Das Modell ist ebenfalls gesamt signifikant (empirischer F-Wert = 451,  $\alpha = 0,01$ ) und erklärt knapp ein Drittel der Streuung der endogenen Variable ( $R^2 = 30,74$  %) (Tabelle 9).

Außer für Frischmilch (Referenzgruppe) unterscheidet sich die Stärke der Synchronisation von Sonderangeboten zwischen den Produktgruppen im Mittel nur wenig. Im Mittel liegt FK<sub>ZS</sub> in allen einbezogenen Produktgruppen etwa um 10 % höher als bei Frischmilch, wobei bei Frischmilch die meisten Marken erfasst werden sowie ein relativ hoher Anteil an Preis-

änderungen, aber ein relativ geringer Anteil sonderangebotsinduzierter Preisänderungen beobachtet wird. Weiterhin sind Sonderangebote innerhalb der Ketten in Kette 6 und 3 im Mittel am stärksten synchronisiert ( $\beta_{18} = 58,39$ ;  $\beta_{15} = 36,60$ , Kapitel 4.2). Die Synchronisation der Sonderangebote in Kette 4 ist demgegenüber nicht signifikant höher als zwischen Geschäften unterschiedlicher Ketten ( $\beta_{16} = -0,10$ ).

Der Geschäftstyp hat, anders als bei regulären Preisänderungen, einen Einfluss auf die Synchronisation: Bei Selbstständigen treten Sonderangebote häufiger simultan auf als bei Regiebetrieben und Filialen ( $\beta_{22} = 6,33$ ;  $\beta_{20} = 1,68$ ;  $\beta_{21} = -0,61$ ). Bei Supermärkten und Verbrauchermärkten ist die Synchronisation der Sonderangebote im Mittel höher als bei Discountern oder zwischen unterschiedlichen Vertriebskanälen ( $\beta_{24} = 4,31$ ;  $\beta_{25} = 5,43$ ;  $\beta_{23} = 1,77$ ). Zwischen dem Anteil der Sonderangebote und der Synchronisation besteht bei Sonderangeboten genauso wie bei regulären Preisänderungen ein signifikant negativer Zusammenhang ( $\beta_1 = -0,46$ ). Auch für den Einfluss der Wettbewerbsintensität ergeben sich sehr ähnliche Ergebnisse. Wenn sich die Anzahl der Geschäfte, welche die jeweilige Marke führen, um Eins erhöht, steigt der  $FK_{ZS}$  bei Sonderangeboten im Mittel um 0,06 %.

Grundsätzlich erklären vorrangig ketten- und produktspezifische Preisstrategien und produktspezifische Unterschiede die Synchronisation der regulären Preisänderungen. Bei Sonderangeboten sind ketten- und geschäftsspezifische Merkmale von größerer Bedeutung für die Synchronisation als Produktcharakteristika.

## 5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

*„Multiproduct firms synchronize price changes, while price changes across firms are staggered.“*  
(FISHER und KONIECZNY, 2000: 277)

Sonderangebote sind ein wesentliches Element der Preissetzungsstrategien im LEH. In bisherigen empirischen Studien zur Preissynchronisation wurden Sonderangebote bei der Analyse nicht gesondert berücksichtigt. Im Fokus dieses Beitrages stehen deshalb die Fragen, ob Sonderangebote die Synchronisation zwischen Geschäften beeinflussen und ob ein Zusammenhang zwischen der Preisstrategie der Lebensmitteleinzelhändler (EDLP, HiLo) und der Synchronisation besteht. Die Analyse erbringt bei den ausgewählten Milchprodukten folgende Ergebnisse:

Der strategische Einsatz von Sonderangeboten variiert zwischen reinen Discountern (EDLP, Kette 7) und den übrigen Lebensmitteleinzelhandelsketten. Wenige Sonderangebote und das geringste Preisniveau zeichnen den Discount-Bereich dabei aus. Gleichermaßen führt in Kette 3 die ausgeprägteste HiLo-Politik zu einem relativ geringen Preisniveau bei den untersuchten Produktgruppen. In Kette 6 werden indessen relativ starre Preise und ein hohes Preisniveau beobachtet. Die Unzulässigkeit des Gesetzes einheitlicher Preise wird mit und ohne Sonderangebote bestätigt. Die zum Teil beträchtliche Streuung der Preise in den Produktgruppen wird primär auf Preisunterschiede zwischen den Marken innerhalb von Geschäften zurückgeführt. Sonderangebote tragen stark zur Preisvariabilität über die Zeit bei. In manchen Produktgruppen kann jedoch der Einfluss der Sonderangebote auf die Preisverteilung durch die großen Preisunterschiede zwischen den Marken überdeckt sein.

Zwischen den Produktgruppen sind in allen Vertriebskanälen große Unterschiede der Anteile von Preisänderungen und der Anteile der Sonderangebote an allen Preisänderungen zu finden. Besonders häufig sind Sonderpreisaktionen bei Joghurt, Quarkspeise und Pudding. Das reine Staggering der Preisänderungen zwischen Geschäften wird mit und ohne Sonderangebote in allen Produktgruppen und Ketten abgelehnt. Allerdings wird nur ein geringer Teil der Preisänderungen im deutschen LEH perfekt synchronisiert. Im Mittel über alle Marken wird lediglich ein Viertel der kosten- oder nachfrageinduzierten (regulären) Preisänderungen in derselben Woche durchgeführt.

In acht der neun Produktgruppen steigt die gemessene Synchronisation der Preisänderungen durch den Ausschluss der Sonderangebote. Zwar sind Sonderangebote nicht zufällig zwischen Geschäften verteilt, aber bei der Mehrzahl der Marken sind Sonderangebote weniger synchronisiert als die regulären Preisänderungen. Der Anteil vollständig synchronisierter Preisänderungen ist bei regulären Preisen im Mittel signifikant größer als bei Sonderangeboten. Zwar steigt die Synchronisation signifikant, wenn die Beobachtungsintervalle größer gewählt werden, aber selbst quartalsweise passen im Mittel nur etwa ein Drittel der Geschäfte die regulären Preise zum gleichen Zeitpunkt an. Die Ergebnisse bestätigen damit vorherige Studien, wonach bei niedriger Inflation überwiegend Staggering der Preisänderungen auftritt.

Ergänzend liefert die vorliegende Analyse Aufschluss über mögliche Ursachen der gemessenen Synchronisation. Reguläre Preisänderungen sind zwischen

den Geschäften einer Kette stärker synchronisiert als zwischen Geschäften unterschiedlicher Ketten (LOY und WEISS, 2002). Kosten- oder Nachfrageänderungen betreffen somit nicht alle Einzelhändler gleichzeitig, sondern idiosynkratische Schocks verursachen synchronisierte Preisänderungen innerhalb der Ketten, aber nicht auf makroökonomischer Ebene. Dementsprechend ist die Synchronisation zwischen Geschäften innerhalb stärker organisierter Ketten (Regiebetrieb, filialisiert) signifikant größer als bei überwiegend selbstständigen Lebensmitteleinzelhändlern. Gemeinsame Preisentscheidungen werden jedoch vorrangig durch die Kettenzugehörigkeit und nicht durch den Geschäftstyp (Vertriebskanal, Organisationstyp) erklärt.

Im Gegensatz zu LOY und WEISS (2002) wird bei reinen Discountern (Kette 7) im Mittel die höchste Synchronisation der regulären Preisänderungen gefunden. Grund für diesen Widerspruch ist vermutlich der Ausschluss der Sonderangebote aus der Analyse, denn letztere treten bei Discountern seltener als in den übrigen Vertriebskanälen simultan in denselben Produktgruppen auf. Zwischen jeweils zwei Geschäften treten Sonderangebote bei der gleichen Marke in mehr als drei Viertel der Fälle verzögert auf. Allerdings tragen Sonderangebote nicht in allen Ketten zum Staggering bei. Für zwei der sieben Ketten sind Sonderangebote im Mittel zwischen Geschäften stärker synchronisiert als die regulären Preisänderungen. Zum einen handelt es sich hierbei um die Kette mit der ausgeprägtesten HiLo-Strategie, zum anderen um die Kette mit dem kleinsten Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen. Hinweise auf mögliche Preisabsprachen zwischen Geschäften unterschiedlicher Ketten gibt es nicht.

Ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen und der gemessenen Synchronisation zwischen Geschäften wird nicht bestätigt. Des weiteren gibt es auf der einen Seite gemäß DOMBERGER und FIEBIG (1993) keine Anzeichen für kollusives Verhalten der Lebensmitteleinzelhändler, da die Wettbewerbsintensität positiv auf die Synchronisation wirkt. Auf der anderen Seite trägt die statische Modellierung wahrscheinlich zum gering ausgeprägten positiven Zusammenhang zwischen der Wettbewerbsintensität und der Synchronisation der Sonderangebote bei. Produktcharakteristika wie die Lagerfähigkeit spielen bei der Synchronisation der regulären Preisänderungen eine Rolle. Es gibt aber keine Unterschiede zwischen Handels- und Herstellermarken.

Im Gegensatz zu LACH und TSIDDON (1996) treten zwar innerhalb von Geschäften reguläre Preisänderungen selten in allen Produktgruppen gemeinsam auf, aber häufiger in derselben Produktgruppe. Demzufolge sind Menükosten bei Preisentscheidungen im Mehrprodukt-Unternehmen von nachrangiger Bedeutung. Vielmehr werden bei strategischen Komplementen Gewinneinbußen durch Markenwechsel innerhalb von Geschäften durch simultane reguläre Preiserhöhungen in derselben Produktgruppe verhindert. Dagegen werden Marken derselben Produktgruppe selten gleichzeitig zu Sonderangebotspreisen angeboten. Zeitgleiche Sonderangebote in derselben Produktgruppe bei unterschiedlichen Marken schmälern die Marge bei loyalen Kunden, ohne zusätzliche nicht loyale Kunden in das Geschäft zu locken.

Die großen Unterschiede zwischen den Produktgruppen weisen auf eine Vielzahl verschiedener Preisanpassungsregeln hin, die sich im einzelnen Geschäft überlappen. Ein alternativer Ansatz, den Preiswettbewerb zwischen Geschäften abzubilden, wäre deshalb die Preissynchronisation auf Basis von Preisindizes (repräsentativen Warenkörben) zu messen. Deutsche Konsumenten gelten nicht nur als preissensibel, sondern neigen auch zum one-stop-shopping (MORSCHETT, SWOBODA und SCHRAMM-KLEIN, 2006). Daher kann angenommen werden, dass bei der Geschäftsstättenwahl das (wahrgenommene) Preisniveau der Geschäfte ausschlaggebend ist. Ergänzend können zukünftig intertemporale Reaktionsmuster der Geschäfte bei regulären und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen in den Fokus gerückt werden. Auf diese Weise kann Aufschluss über die Preisführerschaft einzelner Ketten gewonnen werden (LOY und WEISS, 2004).

## Literatur

- AGRAWAL, D. (1996): Effects of brand loyalty on advertising and trade promotions: A game theoretic analysis with empirical evidence. In: *Marketing Science* 15 (1): 86-108.
- AKERLOF, G.A. und J.L. YELLEN (1985): A near rational model of the business cycle with wage and price inertia. In: *The Quarterly Journal of Economics* 100 (Supplement): 823-838.
- AUCREMANNE, L. und E. DHYNE (2004): How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying the Belgian CPI. Eurosystem Inflation Persistence Network, Working Paper Series No. 331. Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.
- AXARLOGLOU, K. (2007): Thick markets, market competition and pricing dynamics: evidence from retailers. In: *Managerial and Decision Economics* 28 (7): 669-677.

- BALL, L. und S.G. CECCHETTI (1988): Imperfect Information and staggered price setting. In: *The American Economic Review* 78 (5): 999-1018.
- BALL, L. und D. ROMER (1989): The Equilibrium and Optimal Timing of Price Changes. In: *The Review of Economic Studies* 56 (2): 179-198.
- BASKHAR, V. (2002): On Endogenously Staggered Prices. In: *The Review of Economic Studies* 9 (1): 97-116.
- BLATTBERG, R.C. und S.A. NESLIN (1990): *Sales Promotion. Concepts, Methods and Strategies*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- BLATTBERG, R.C., R. BRIESCH und E.J. FOX (1995): How Promotions Work. In: *Marketing Science* 9 (3): G122-G132.
- BLINDER, A.S., E.R.D. Canetti, D.E. Lebow und J.B. Rudd (1998): *Asking About Prices*. Russell Sage Foundation, New York, New York.
- BUSCHLE, S. (1997): *Interregionale Preisunterschiede im Lebensmitteleinzelhandel*. Bd. 42. Zentrum für regionale Entwicklungsforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen.
- CHRISTIANO, L.J., M. EICHENBAUM und C.L. EVANS (2005): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. In: *Journal of Political Economy* 113 (1): 1-45.
- DHYNE, E. und J. KONIECZNY (2007): Temporal Distribution of Price Changes: Staggering in the Large and Synchronization in the Small. Working Paper 01-07. The Rimini Centre for Economic Analysis, Rimini.
- DIAS, D.A., C.R. MARQUES, P.D. NEVES und J.M.C. SANTOS SILVA (2005): On the Fisher-Konieczny index of price changes synchronization. In: *Economics Letters* 87 (2): 279-283.
- DILLER, H. (2008): *Preispolitik*. 4. Auflage. Kohlhammer, Stuttgart.
- DOMBERGER, S. und D.G. FIEBIG (1993): The Distribution of Price Changes in Oligopoly. In: *The Journal of Industrial Economics* 41 (3): 295-313.
- FENGLER, M. und J. WINTER (2007): Price Variability and Price Dispersion in a Stable Monetary Environment: Evidence from German Retail Markets. In: *Managerial and Decision Economics* 28 (7): 789-801.
- FISHER, T.C.G. und J.D. KONIECZNY (2000): Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. In: *Economics Letters* 68 (3): 271-277.
- HANSEN, K. (2006): *Sonderangebote im Lebensmitteleinzelhandel: Eine empirische Analyse für Deutschland*. Cuvillier, Göttingen.
- HERRMANN, R. und A. MÖSER (2003): Price Variability or Rigidity in the Food-Retailing Sector? Theoretical Analysis and Evidence from German Scanner Data. Contribution Paper of the 25th International Conference of International Association of Agricultural Economists, Durban, South Africa, August 16-22, 2003.
- (2005): Psychological Prices and Price Rigidity in Grocery Retailing: Analysis of German Scanner Data? Selected Paper (RI 19471), American Agricultural Economics Association (new name 2008: Agricultural and Applied Economics Association). Annual meeting, Providence, Rhode Island, Juli 24-27, 2005.
- HERRMANN, R., A. MÖSER und S.A. WEBER (2005): Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 3 (1): Artikel 4.
- HOFFMANN, J. und J.-R. KURZ-KIM (2006): Consumer price adjustment under the microscope: Germany in a period of low inflation. Eurosystem Inflation Persistence Network, Working Paper Series No. 652. Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.
- HOSKEN, D. und D. REIFFEN (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. In: *Agribusiness* 17 (1): 115-137.
- (2007): Pricing Behavior of Multiproduct Retailers. In: *The B.E. Journal of Theoretical Economics* 7 (1) (Topics): Article 39.
- ISARD, P. (1977): How Far Can We Push The “Law Of One Price”? In: *The American Economic Review* 67 (5): 942-948.
- KONIECZNY, J.D. und A. SKRZYPACZ (2005): Inflation and price setting in a natural Experiment. In: *Journal of Monetary Economics* 52 (3): 621-632.
- LACH, S. und D. TSIDDON (1992): The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregate Price Data. In: *The Journal of Political Economy* 100 (2): 349-389.
- (1996): Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms. In: *The American Economic Review* 86 (5): 1175-1196.
- LEVY, D., S. DUTTA, M. BERGEN und R. VENABLE (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. In: *Managerial and Decision Economics* 19 (2): 81-120.
- LOY, J.-P. und C.R. WEISS (2002): Staggering and Synchronization of Prices in a Low-Inflation Environment: Evidence From German Food Stores. In: *Agribusiness* 18 (4): 437-457.
- (2004): Synchronization due to common shocks? Evidence from German grocery prices. In: *Economics Letters* 85 (1): 123-127.
- (2009): Sales by Multi-Product Retailers: A Comment. In: *Managerial and Decision Economics* 30 (8): 513-515.
- MANKIW, N.G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. In: *The Quarterly Journal of Economics* 100 (2): 529-537.
- MÖSER, A. (2002): *Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests*. Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft 32. DLG-Verlag, Frankfurt/Main.
- MORSCHETT, D., B. SWOBODA und H. SCHRAMM-KLEIN (2006): Competitive strategies in retailing – an investigation of the applicability of Porter’s framework for food retailers. In: *Journal of Retailing and Consumer Services* 13 (4): 275-287.
- NYSTRÖM, H. (1970): *Retail Pricing: an Integrated Economic and Psychological Approach*. Economic Research Institute, Stockholm.
- PESENDORFER, M. (2002): Retail Sales. A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. In: *Journal of Business* 75 (1): 33-66.
- RICHARDS, T.J. (2006): Sales by Multi-Product Retailers. In: *Managerial and Decision Economics* 27 (4): 261-277.



- SALOP, S. und J. STIGLITZ (1977): Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. In: *The Review of Economic Studies* 44 (3): 493-510.
- SCHMALEN, H., H. PECHTL and W. SCHWEITZER (1996): Sonderangebotspolitik im Lebensmittel-Einzelhandel. Schäffer-Poeschel Verlag, Stuttgart.
- SHESHINSKI, E. und Y. WEISS (1992): Staggered and Synchronized Price Policies Under Inflation: The Multiproduct Monopoly Case. In: *The Review of Economic Studies* 59 (2): 331-359.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.) (2010a): Warenkorb und Wägungsschema. In: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Preise/Verbraucherpreise/WarenkorbWaegungsschema/WarenkorbWaegungsschema,templateId=renderPrint.psm1>. Abruf: 30.6.2010.
- (2010b): Verbraucherpreisindex für Deutschland. Veränderungsraten zum Vorjahr in %. In: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Zeitreihen/WirtschaftAktuell/Basisdaten/Content/100/vpi101j.psm1>. Abruf: 4.3.2010.
- TAYLOR, J.B. (1979): Staggered Price Setting in a Macro Model. *The American Economic Review* 60 (2): 108-113.
- (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. In: *Journal of Political Economy* 88 (1): 1-24.
- (1999): Staggered price and wage setting in macroeconomics. In: *Handbook of macroeconomics - 1B*: 1009-1050.xc
- TOMMASI, M. (1991): The Consequences of Inflation: Effects of Price Instability on Search Markets. UCLA Working Paper 655. UCLA Economics, Los Angeles.
- (1993): Inflation and relative prices: Evidence from Argentina. In: Sheshinski, E. und Weiss, Y. (Hrsg.): *Optimal Pricing, Inflation and the Cost of Price Adjustment*. MIT Press, Massachusetts: 485-511.
- VARIAN, H.R. (1980): A Model of Sales. In: *The American Economic Review* 70 (4): 651-659.
- VERONESE, G., S. FABIANI, A. GATTULLI and R. SABBATINI (2005): Consumer Price Behaviour in Italy. Evidence from Mirco CPI Data. Eurosystem Inflation Persistence Network, Working Paper Series No. 449. Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.

## Danksagung

Dieser Betrag ist im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft unterstützten Forschungsprojektes Nr. 549899 „Preisbildung und Einkaufsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel: Eine Analyse unter Berücksichtigung dynamischer Prozesse“ entstanden. Den Gutachtern danken wir für ihre kritischen und hilfreichen Anmerkungen zu einer früheren Version dieses Beitrags.

## Anhang

In Anlehnung an LOY und WEISS (2002) wird der Anteil der Preisvariation zwischen Geschäften (%) getrennt für die Produktgruppen  $k$  als mittlere quadrierte Abweichung der mittleren Preise in den Geschäften vom Wochenmittel bezogen auf die Gesamtvarianz der Preise bestimmt:

$$(4) \text{VAR1a}_{k,ins} = \frac{\frac{1}{T \cdot N_k} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} (\overline{p_{t,n,k}} - \overline{p_{t,k}})^2}{\frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2} * 100,$$

mit  $t$  als Zeitindex ( $1, \dots, T=104$ ),  $n$  als Geschäftsindex ( $1, \dots, N$ ),  $i$  als Markenindex ( $1, \dots, m$ ),  $p$  als Preis (wobei der Querstrich das Geschäftsmittel bzw. das Wochenmittel kennzeichnet, der doppelte Querstrich kennzeichnet den mittleren Preis über alle Wochen). Der Anteil der Preisvariation innerhalb von Geschäften (%) wird für die Produktgruppen als mittlere quadrierte Abweichung der Markenpreise vom mittleren Preis innerhalb des Geschäftes gemessen:

$$(5) \text{VAR1b}_{k,ins} = \frac{\frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2}{\frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2} * 100,$$

wobei sich die Gesamtvarianz als Summe der Varianz innerhalb von Geschäften (Zählerterm aus  $\text{Var1b}_{k,ins}$ ), der Varianz zwischen Geschäften (Zählerterm aus  $\text{Var1a}_{k,ins}$ ) und der Summe der mittleren quadrierten Abweichungen der mittleren wöchentlichen Preise zum mittleren Preis für die  $k$ -te Produktgruppe:

$$(6) \frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2 = \frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,n,k}})^2 + \frac{1}{T \cdot N_k} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} (\overline{p_{t,n,k}} - \overline{p_{t,k}})^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\overline{p_{t,k}} - \overline{p_{t,k}})^2.$$

Der Anteil der Preisvariabilität über die Zeit (%) wird für die  $k$ -te Produktgruppen als mittlere quadrierte Abweichung der Markenpreise zum mittleren Preis der Marke über die Zeit gemessen:

$$(7) \text{VAR2}_{k,ins} = \frac{\frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2}{\frac{1}{T \cdot N_k \cdot m} \sum_{t=1}^T \sum_{n=1}^{N_k} \sum_{i=1}^m (p_{t,n,i,k} - \overline{p_{t,k}})^2} * 100.$$

Die Summe der dargestellten Anteile der Preisvariation zwischen Geschäften  $\text{Var1a}_{k,ins}$ , innerhalb von Geschäften  $\text{Var1b}_{k,ins}$  und der Preisvariabilität über die Zeit  $\text{Var2}_{k,ins}$  weicht somit von Eins ab.

Für die Preisvariation und -variabilität ohne Sonderangebote (%) werden die mittleren quadrierten Abweichungen der mittleren Preise im Geschäft zu einem Zeitpunkt ohne Sonderangebote in Relation zur Varianz aller Preise ohne Sonderangebote gesetzt.

Kontaktautorin:

ANGELA HOFFMANN

Christian-Albrechts-Universität zu Kiel  
Institut für Agrarökonomie  
Olshausenstr. 40, 24118 Kiel  
e-mail: ahoffma@ae.uni-kiel.de