AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

SCHRIFTEN DER GESELLSCHAFT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTEN DES LANDBAUES E.V.

Hoffmann, A., Loy, J.-P.: Sonderangebote und Preissynchronisation im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. In: Loy, J.-P., Müller, R.A.E.: Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 45, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2010), S. 243-255.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 45, 2010: 243-255

SONDERANGEBOTE UND PREISSYNCHRONISATION IM DEUTSCHEN LEBENSMITTELEINZELHANDEL

Angela Hoffmann[1], Jens-Peter Loy

Zusammenfassung

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel ist durch einen starken Preiswettbewerb geprägt. Sonderangebote stellen dabei das zentrale Marketinginstrument für viele Einzelhändler dar. Preissynchronisation wird als das gleichzeitige Anpassen von Preisen definiert. Das Fehlen dieser Gleichzeitigkeit kann theoretisch zu Wohlfahrtsverlusten führen, wenn wesentliche Änderungen von Angebot und Nachfrage nicht zu Preisänderungen in allen Geschäften führen. Sonderangebote hingegen sind per definitionem keine Reaktionen auf Änderungen von Angebot und Nachfrage. Folglich sollten sie bei der Bestimmung der Synchronisation nicht berücksichtigt werden. Anhand von Scannerdaten wird bei Milchprodukten untersucht, ob und in welchem Umfang Sonderangebote die Ergebnisse zur Preissynchronisation zwischen Geschäften des deutschen Lebensmitteleinzelhandels verändern. Die empirische Analyse ergibt, dass Änderungen der Preise bei Milchprodukten zwischen Geschäften über die Zeit nicht perfekt synchronisiert sind. Sonderangebote wirken dabei negativ auf die gemessene Preissynchronisation. Die Stärke des Einflusses variiert in Abhängigkeit der Definition von Sonderangeboten sowie zwischen Einzelprodukten und Produktgruppen.

Keywords

Preissetzung, Preissynchronisation, Sonderangebote, Lebensmitteleinzelhandel, Milchprodukte

1 Einleitung

„In recent years the frequency of periodic price reductions has increased, indicating that sales phenomenon has become more important for retailers and consumers"
(PESENDORFER, 2002, S. 33).

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel (LEH) ist durch einen starken Preiswettbewerb geprägt. Ein Anzeichen für funktionierenden Wettbewerb ist die Konvergenz von Preisen bei homogenen Gütern. Dennoch werden im LEH häufig große Preisdifferenzen bei gleichen Produkten beobachtet. 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), als das Fehlen der Gleichzeitigkeit von Preisanpassungen definiert werden. Modelle zu den Folgen von Staggering basieren zumeist auf dem Ausbleiben oder der verzögerten Anpassung von Kosten- oder Nachfrageänderungen und den daraus entstehenden Wohlfahrtsverlusten. Kurzfristige Preisänderungen wie Sonderangebote, die u. a. der Preisdiskriminierung zwischen

[1] ahoffma@ae.uni-kiel.de

Konsumenten dienen, werden dabei nicht betrachtet. In der folgenden empirischen Analyse wird deshalb geprüft, ob und in welchem Umfang die Berücksichtigung von Sonderangeboten und deren Definition Einfluss auf die Preissynchronisation haben. Dazu wird die Preissynchronisation zwischen Geschäften des deutschen LEH anhand von Scannerdaten bei 135 Milchprodukten empirisch analysiert. Milchprodukte werden vergleichsweise häufig als Sonderangebote platziert und ermöglichen deshalb eine Beantwortung der Fragestellung.

Im folgenden Abschnitt wird dargelegt, wie die Synchronisation der Preisänderung theoretisch begründet wird und warum dies nicht für Sonderangebote gilt. Ein Überblick der bisherigen empirischen Studien zeigt, dass überwiegend Staggering zwischen den Geschäften gefunden wurde. Ergänzend wird empirische Evidenz zur Bedeutung von Sonderangeboten bei der Preisgestaltung im deutschen LEH angeführt. Die Datenauswahl und die Methoden zur Messung der Synchronisation werden in Abschnitt 3 vorgestellt. In Abschnitt 4 werden zuerst die Ergebnisse zur Synchronisation der kosteninduzierten Preisanpassungen geliefert. Nachfolgend wird auf den Einfluss der Sonderangebote auf die gemessene Synchronisation eingegangen. Die abschließende Diskussion fasst zusammen und gibt einen Überblick zukünftiger Forschungsansätze.

2 Literaturüberblick

„If that finding was shown to be general and not just limited to a few case studies, it would point to a serious gap in a fundamental area of economic theory. My aim here is precisely to generalize, or at least broaden dramatically, the evidence on how prices respond“ (PELTZMAN, 2000, S. 468).

2.1 Theoretischer Hintergrund zur Preissynchronisation

Das Gesetz einheitlicher Preise oder „*law of one price*“ besagt, dass Preisänderungen bei homogenen Gütern proportional zueinander erfolgen (ISARD, 1977). Preisdaten im LEH belegen deutlich die Unzulässigkeit dieses Gesetzes, denn homogene Produkte werden selbst in der gleichen Stadt zu einem gegebenen Zeitpunkt zu sehr unterschiedlichen Preisen verkauft (vgl. z. B. PESENDORFER, 2002). Das könnte u. a. eine Folge von Staggering sein. Mögliche Anreize für Anbieter, Preisänderungen hinauszuzögern, könnten der Erhalt von Informationen über Preisänderungen der Konkurrenten sowie über die Reaktion der Konsumenten sein (BALL UND CECCHETTI, 1988, LEVY ET AL., 1998).

Das Ausmaß der Synchronisation wird außerdem von Kostenänderungen bestimmt, die entweder alle oder nur einen Teil der Anbieter betreffen. Exogene Schocks (*common shocks*), die alle Händler in gleichem Maße und zur selben Zeit treffen, wie bspw. Änderungen der Einkaufspreise von homogenen Gütern wie Milch, führen demnach zur Preissynchronisation. Kostenänderungen, die nur einen Teil der Anbieter treffen (idiosynkratische Schocks), wenn bspw. regionale Unterschiede vorliegen, können unter bestimmten Bedingungen zu Staggering auf aggregierter Ebene führen. Innerhalb der betroffenen Region würde wiederum Preissynchronisation auftreten (BALL UND ROMER, 1989, BASKHAR, 2002).

SHESHINSKI UND WEISS (1992) beschreiben den Prozess der Preisanpassung auf mikroökonomischer Ebene basierend auf der Annahme von Preisanpassungskosten. Diese lassen sich in klassische Menükosten, wie das Drucken von Werbeprospekten 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.[2] SHESHINSKI UND WEISS (1992) leiten die Existenz

[2] „*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, S. 334).

sogenannter (S,s)-Bereiche der realen Preise bei positiver Inflation her. D. h., der Anbieter zögert die Preisanpassung so lange hinaus, bis der reale Preis inflationsbedingt bis auf die Preisuntergrenze s fällt, um dann den nominalen Preis dem realen Zielpreis S anzugleichen: Es kommt zur diskreten Preiserhöhung, wenn die Differenz der Preisuntergrenze s und des Zielpreises S größer als die Preisanpassungskosten β sind: $S - s > \beta$. Aus dem Modell wird u. a. abgeleitet, dass ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Preisanpassungen und dem Ausmaß der Synchronisation besteht.

Aus makroökonomischer Sicht ist das Fehlen synchroner Preisanpassungen relevant, da Änderungen der Geldmenge nicht sofort durch Preis- bzw. Lohnanpassungen aufgefangen werden.[3] Einerseits führt Lohn- und Preisstaggering bei Inflation längerfristig zu veränderten (suboptimalen) Produktionsanreizen (z. B. CHRISTIANO, EICHENBAUM UND EVANS, 2005). Andererseits führt fehlende Preissynchronisation zwischen Geschäften unter der Annahme von Informationskosten zu Wohlfahrtsverlusten (z. B. TOMMASI, 1991).

Sonderangebote sind gemäß ihrer Definition kurzfristige Preissenkungen.[4] Sie dienen der Kundengewinnung und der Absatzsteigerung (SCHMALEN ET AL., 1996). Da sie nicht durch Kosten- oder Nachfrageänderungen hervorgerufen werden, sollten sie bei der Prüfung der Synchronisation von längerfristigen Preisanpassungen nicht berücksichtigt werden. Implizit lässt sich aus einigen Modellen zu Sonderangeboten, die zwischen informierten und uninformierten Konsumenten unterscheiden, ableiten, dass es nicht zur Synchronisation von Sonderangeboten kommt. Das stochastische Auftreten von Sonderangeboten wird durch mögliche Lerneffekte der Konsumenten begründet (VARIAN, 1980, PESENDORFER, 2002).[5] Damit tragen Sonderangebote möglicherweise zu einem Staggering der Preise bei.

2.2 Stand der empirischen Forschung

Die Synchronisation der kosteninduzierten Preisänderungen im LEH wurde für andere Länder in zahlreichen empirischen Studien untersucht (LACH UND TSIDDON, 1992, 1996, TOMMASI, 1993, AUCREMANNE UND DHYNE, 2004, KONIECZNY UND SKRZYPACZ, 2005, DHYNE UND KONIECZNY, 2007). Ursache dafür, dass alle Ergebnisse darauf hindeuten, dass Staggering zwischen den Geschäften vorliegt, könnten Sonderangebote sein. TOMMASI (1993) weist bereits auf Sonderangebote als besonderes Phänomen der Preissetzungsstrategie und deren Beitrag zur Erklärung der fehlenden Synchronisation hin. Aber diese Aussage kann in der zugehörigen Analyse nicht überprüft werden.

Für den deutschen LEH zeigen LOY UND WEISS (2002) mithilfe wöchentlicher Daten der ZMP (1995-2000), dass die Preissynchronisation bei zehn Frischeprodukten zwischen den Geschäften unterschiedlicher Ketten geringer ausgeprägt ist als zwischen Geschäften derselben Kette. Als Ursachen werden neben der Existenz von Menükosten geschäftsspezifische Preisstrategien angeführt. So gibt es bei Discountern (Strategie des *every day low pricing* (LEVY ET AL., 1998)) und kleinen Supermärkten Staggering, während für alle übrigen Geschäftstypen die Hypothese der Gleichverteilung der Preisanpassungen über die Zeit abgelehnt wird (siehe auch LOY UND WEISS, 2004). Diese Unterschiede können nicht explizit auf das Auftreten bzw. Fehlen der Sonderangebote zurückgeführt werden.

Dass Sonderangebote die Ergebnisse zur Preissetzung im deutschen LEH beeinflussen können, legen Untersuchungen der Preisvariabilität und der Preisrigidität nahe (HERRMANN UND MÖSER, 2003, HERRMANN, MÖSER UND WEBER, 2005). Es wird anhand wöchentlicher

[3] Eine umfassende Übersicht der makroökonomischen Folgen fehlender Synchronisation liefert TAYLOR (1999).
[4] Die Definition von Sonderangeboten wird bei HANSEN (2006) ausführlich erörtert.
[5] VARIAN (1980) übernimmt die Unterscheidung zwischen uninformierten und informierten Konsumenten von SALOP UND STIGLITZ (1977). HOSKEN UND REIFFEN (2001, 2007) verwenden die Ansätze von VARIAN (1980) und PESENDORFER (2002) zur Erklärung der Preissetzung im Mehrprodukt-Unternehmen. Die Unterscheidung zwischen verderblichen und lagerfähigen Produkten steht im Fokus (siehe auch RICHARDS, 2006).

Preisinformationen der MADAKOM (1996-1999) für 20 Frühstücksprodukte gezeigt, dass sowohl die Preisvariabilität als auch die Preisrigidität u. a. durch die Anzahl der Sonderangebote beeinflusst werden. FENGLER UND WINTER (2000) ermitteln auf wöchentlicher Datenbasis bei 23 Produktgruppen (GfK-Konsumentenpanel, 1995), dass der Anteil der Preisänderungen insgesamt einen Einfluss auf die statische Preisverteilung (*price dispersion*), aber nicht auf die intertemporale Preisvariabilität (*price variability*) hat. Dies wird als Bestätigung für die Gültigkeit der (S,s)-Modelle angesehen.

3 Material und Methoden

„…the quest for appropriate measures of price staggering and synchronization is not over“
(DIAS ET AL., 2005, S. 283).

3.1 Datengrundlage

Die vorliegenden Scannerdaten wurden von der MADAKOM GmbH Köln für den Zeitraum 2000 bis 2001 (104 Wochen) in rund 200 Geschäften des deutschen LEHs erfasst.[6] Für diese Untersuchung werden 135 Milchprodukte verschiedener Marken ausgewählt, für die in mindestens 98 Wochen Preis- und Absatzinformationen zur Verfügung stehen. Die Produkte lassen sich in folgende Kategorien unterteilen: Frischmilch, H-Milch, Butter, Margarine, Joghurt, Quarkspeise, Sahne, Pudding und Kaffesahne. Für diese Produktkategorien werden jeweils die ungewichteten Produktpreise der Marken mit den höchsten Umsätzen in den Jahren 2000 und 2001 für die Analyse verwendet (vgl. FENGLER UND WINTER, 2000). Zusätzlich zu den Preisen und Umsätzen in den Geschäften liegen Informationen zu Preisaktionen für die einzelnen Produkte vor. Sonderangebote sind nach MADAKOM-Definition alle Preisnachlässe von mehr als 5 %, die nicht länger als vier Wochen gelten. Bleibt der Preis länger als vier Wochen auf dem niedrigeren Preisniveau wird der Sonderangebotspreis nach diesen vier Wochen zum neuen Normalpreis (HERRMANN, MÖSER UND WEBER, 2005).

Dabei stellt sich die Frage, inwieweit die Definition von Sonderangeboten in Bezug auf Höhe und Dauer der Preisreduktion die Ergebnisse zur Preissynchronisation beeinflussen. Da in den meisten empirischen Studien 5 % als Untergrenze für die Preisreduktion bei einem Sonderangebot angenommen wird, wird auch in dieser Arbeit dieser Schwellenwert verwendet.[7]

Demgegenüber werden die Auswirkungen einer alternativen temporären Abgrenzung der Sonderangebote auf die gemessene Preissynchronisation getestet. Hierzu werden ergänzend zur MADAKOM-Definition nur einwöchige Preissenkungen als Sonderangebote angesehen. Im Vergleich zur Definition der MADAKOM sinkt der Anteil der Sonderangebote nach dieser alternativen strengen Definition im Mittel signifikant von 8,1 % auf 4,9 % (α = 0,01). Andererseits steigt der Anteil der übrigen Preisänderungen im Mittel signifikant von 6,3 % auf 8,0 % (α = 0,01).

Tabelle 1 (S. 5) liefert einen Überblick über die Preisverteilung der Milchprodukte. Der mittlere Preis von Joghurt beträgt 0,86 DM. Die teuerste Produktkategorie ist Butter. Alle übrigen Produkte kosten im Mittel zwischen 1 DM und 2 DM. Die zugehörige Standardabweichung liegt zwischen 7,9 Pfennig (Joghurt und Quarkspeise) und 14,8 Pfennig (Margarine).

Die Unterscheidung zwischen regulären Preisen und Sonderangeboten hat einen wesentlichen Einfluss auf die Preisverteilung. Bspw. liegen die mittleren Preise ohne Sonderangebote in den Warengruppen signifikant über den Mittelwerten aller Preise (α = 0,01). Die Spannweite

[6] Zur näheren Beschreibung der Daten siehe HERRMANN UND MÖSER (2003) sowie HANSEN (2006).
[7] Bspw. RICHARDS (2006) zeigt, dass unterschiedliche Auslöseschwellen für Sonderangebote (5%, 10 %, 25 %) keinen signifikanten Einfluss auf die Ergebnisse seiner Untersuchung haben.

der mittleren Preise ohne Sonderangebote reicht von 0,89 DM (Joghurt) bis 2,57 DM (Butter). Die Standardabweichung der Preise ohne Sonderangebote ist im Mittel signifikant kleiner als bei allen Preisen ($\alpha = 0{,}05$).

Bei Betrachtung der Preise ohne Sonderangebote sind Preiserhöhungen und Preissenkungen im Mittel signifikant niedriger. So beträgt das Mittel von Preiserhöhungen bei Frischmilch 10,1 Pfennig; ohne Sonderangebote liegt der Mittelwert bei 6,5 Pfennig (siehe Tabelle 1, S. 5). Die absoluten Preiserhöhungen sind dabei im Mittel etwa so groß wie die absoluten Preissenkungen. Letztere liegen bei Frischmilch für alle Preisänderungen bei –10,2 Pfennig; ohne Sonderangebote beläuft sich der Mittelwert auf –6,1 Pfennig. Es treten außer bei Pudding und Quarkspeise sowohl mit Sonderangeboten als auch bei allen Produktgruppen ohne Sonderangebote häufiger Preiserhöhungen als Preissenkungen auf. Dabei handelt es sich um vorwiegend kleine Preisänderungen. Folglich weisen die positiven Preisänderungen eine rechtsschiefe Verteilung auf (vgl. auch AUCREMANN UND DHYNE, 2004). Die negativen Preisänderungen sind linksschief verteilt. Diese Asymmetrien werden durch den Ausschluss der Sonderangebote verstärkt.

Tabelle 1: Mittlere Preise und Variation der Preise

Produktkategorie (Geschäfte)	F (97)[a]	H (91)	B (108)	M (115)	J (108)	Q (100)	S (59)	P (116)	K (117)
Mittlere Preise (DM)									
Insgesamt	1,33	1,21	2,55	1,79	0,86	1,00	1,28	1,25	1,14
Ohne SA-Preise[b]	1,34	1,23	2,57	1,86	0,89	1,03	1,28	1,27	1,14
Mittlere Preisänderungen (Pfennig)									
Insgesamt (+)	10,1	9,6	27,1	23,7	11,1	13,9	11,6	16,7	11,1
Insgesamt (–)	–10,2	–13,0	–32,4	–25,5	–11,5	–13,7	–14,8	–16,7	–13,8
Ohne SA-Preise (+)	6,5	6,4	8,2	7,8	7,6	7,5	6,5	6,6	7,6
Ohne SA-Preise (–)	–6,1	–5,5	–9,4	–9,2	–8,3	–7,4	–6,4	–7,6	–9,0
Mittlerer Standardabweichung der Preise (Pfennig)									
Insgesamt	10,3	10,9	14,4	14,8	7,9	7,9	9,3	10,9	10,8
Ohne SA-Preise	9,6	10,6	10,5	13,4	6,9	6,2	8,6	8,8	10,7
Anteil der Preisvariation über die Geschäfte (%)[c]									
Insgesamt	96,3	93,4	98,1	99,6	98,6	99,1	99,4	100,0	99,2
Ohne SA-Preise	89,3	90,4	81,8	92,9	98,1	85,0	97,8	100,0	99,2
Anteil der Preisvariabilität über die Zeit (%)[c]									
Insgesamt	59,0	46,5	83,0	83,6	76,8	89,2	32,1	84,7	83,0
Ohne SA-Preise	53,8	44,4	61,6	82,3	83,0	66,8	30,9	84,7	83,0

[a] Für F(rischmilch) standen in 97 Geschäften für mind. ein Produkt über den gesamten Zeitraum Preisinformationen zur Verfügung. Die weiteren Produktkategorien sind: H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne).

[b] Ohne Sonderangebotspreise nach Definition der MADAKOM.

[c] In Anlehnung an LOY UND WEISS (2002) wird der Anteil der Preisvariation über die Geschäfte (%) getrennt für die Produktkategorien k als mittlere quadrierte Abweichung der einzelnen Preise vom Wochenmittel bezogen auf die Gesamtvarianz der Preise bestimmt:

$$VAR1_{k,ins} = \frac{\frac{1}{T*N_k}\sum_{t=1}^{T}\sum_{n=1}^{N_k}(p_{t,n,k}-\overline{p_{t,k}})^2}{\frac{1}{T*N_k}\sum_{t=1}^{T}\sum_{n=1}^{N_k}(p_{t,n}-\overline{\overline{p_k}})^2,} * 100,$$

mit t als Zeitindex (1,…,T=104), n als Geschäftsindex (1,…N), p als Preis (wobei der Querstrich das Wochenmittel kennzeichnet, der doppelte Querstrich kennzeichnet den mittleren Preis über alle Wochen). Der Anteil der Preisvariabilität über die Zeit (%) wird für die Kategorien als mittlere quadrierte Abweichung der einzelnen Preisbeobachtungen vom mittleren Preis in den Geschäften über die Zeit gemessen:

$$VAR2_{k,ins} = \frac{\frac{1}{T*N_k}\sum_{t=1}^{T}\sum_{n=1}^{N_k}(p_{t,n,k}-\overline{p_{n,k}})^2}{\frac{1}{T*N_k}\sum_{t=1}^{T}\sum_{n=1}^{N_k}(p_{t,n}-\overline{\overline{p_k}})^2,} * 100,$$

Für die Preisvariation und -variabilität ohne Sonderangebote (%) werden die mittleren quadrierten Abweichungen der einzelnen Preise ohne Sonderangebote in Relation zur Varianz aller Preise inklusive Sonderangebote gesetzt.

Quelle: Eigene Ergebnisse.

Die statische Preisverteilung und die intertemporale Preisvariabilität werden durch die prozentualen Varianzen über die Geschäfte und die Zeit erfasst. Die Varianz über die Geschäfte liegt in allen Produktgruppen über 90 %. Sie zeigt an, dass die Gesamtvarianz überwiegend durch die durchschnittliche Preisvariation zwischen den Geschäften erklärt werden kann. Die Varianz über die Zeit gibt an, zu welchem Anteil die intertemporale Preisvariationen innerhalb der Geschäfte zur Gesamtvarianz beiträgt. D.h., wenn Produktpreise in einem Geschäft über die Zeit nicht verändert würden, ergäbe sich ein Anteil der Preisvariabilität an der Gesamtvarianz von 0 %.[8] Tatsächlich reicht dieser Beitrag der intertemporalen Variabilität von etwa 30 % bei Sahne bis zu etwa 90 % bei Quarkspeise. Unabhängig von der Berücksichtigung der Sonderangebote zeigt ein Vergleich der beiden Varianzen, dass die Preisvariation stärker durch Unterschiede der mittleren Produktpreise als durch die intertemporale Preisvariabilität einzelner Produkte bestimmt wird. Ohne Sonderangebote sinkt der Anteil der Preisvariation und der Preisvariabilität bei sieben der neun Produktkategorien. Die Wirkung der Sonderangebote auf die statische Variation und die intertemporale Variabilität unterscheiden sich nicht nennenswert.

Die Gegenüberstellung der mittleren Dauer der rigiden Preise und der Anteile der Preisänderungen in Tabelle 2 zeigt große Unterschiede zwischen den Produktkategorien und in Abhängigkeit der Definition von Sonderangeboten. Die mittlere Dauer konstanter Preise ist bei Frischmilch mit nur vier Wochen am niedrigsten und bei Kaffeesahne ohne Sonderangebote mit 35 Wochen am höchsten. Sie ist signifikant am größten, wenn Sonderangebote nach Definition der MADAKOM aus der Analyse ausgeschlossen werden. Besonders stark steigt die Dauer rigider Preise durch den Ausschluss der Sonderangebote bei Pudding (von sechs auf 27 Wochen), Quarkspeise und Joghurt (jeweils von fünf auf 18 Wochen).

Tabelle 2: Dauer der konstanten Preise und Anteile der Preisänderungen

Produktkategorie	F[a]	H	B	M	J	Q	S	P	K
Mittlere Dauer konstanter Preise[b]									
Insgesamt	3,9	12,0	7,6	9,2	5,0	4,9	11,5	6,0	15,9
Ohne SA-Preise[c]	5,8	21,0	18,1	28,6	18,0	17,7	20,8	26,8	34,9
Ohne SA-Preise[d]	4,9	20,0	14,2	22,6	12,3	10,8	18,4	14,5	32,9
Anteil der Preisänderungen (%)[e]									
Insgesamt	25,7	8,3	13,1	10,8	20,0	20,5	8,7	16,5	6,3
Ohne SA-Preise[c]	17,1	4,8	5,5	3,5	5,6	5,6	4,8	3,7	2,9
Ohne SA-Preise[d]	20,3	5,0	7,0	4,4	8,1	9,3	5,4	6,9	3,0

[a] F(rischmilch), H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne).

[b] Mittlere Dauer konstanter Preise als Maß der Preisrigidität (POWERS UND POWERS, 2001): $PRIG = w/w_{PCH}$, wobei w für die Anzahl der Wochen insgesamt und w_{PCH} für die Anzahl der Wochen mit Preisänderungen steht.

[c] Ohne Sonderangebotspreise nach Definition der MADAKOM.

[d] Ohne Sonderangebotspreise nach eigener strenger Definition.

[e] Der Anteil der Preisänderungen (%) bezieht sich auf die Gesamtzahl der Preisbeobachtungen in den jeweiligen Produktkategorien. $ANTEILPCH = w_{PCH}/w * 100 = 1/PRIG * 100$

Quelle: Eigene Ergebnisse.

[8] Die Summe der beiden Varianzen weicht von 100 % ab, da die Varianz über die Zeit die Preisvariation innerhalb der Geschäfte mitberücksichtigt, wenn mehrere Produkte einer Produktkategorie im Geschäft angeboten werden.

Bei Frischmilch, Joghurt und Quarkspeise sind die Anteile der Preisänderungen mit über 20 % insgesamt am größten. Nach Definition der MADAKOM werden diese Preisänderungen bei Frischmilch überwiegend auf Kostenänderungen zurückgeführt, während bei Pudding, Joghurt und Quarkspeise etwa drei Viertel der Preisänderungen als Sonderangebote identifiziert werden. Der Anteil der Preisänderungen ohne Sonderangebote liegt nach MADAKOM-Definition – außer bei Frischmilch – unter 6 %; nach der alternativen strengeren Definition unter 10 %.

3.2 Messung der Synchronisation

Die Standardabweichung des Anteils der Preisanpassungen in einer Periode (Woche) über eine Gruppe von Geschäften bildet die Basis für die Messung der Preissynchronisation. Dieser Ansatz wurde erstmals von LACH UND TSIDDON (1992) verwendet. Grundlegender Gedanke hierbei ist, dass bei perfekter Synchronisation der Anteil der Preisänderungen zu einem bestimmten Zeitpunkt entweder Eins oder Null ist. Hierdurch würde bei einem durchschnittlichen Anteil der Preisanpassungen von bspw. 0,5 ebenfalls eine Standardabweichung des Anteils der Preisanpassungen von 0,5 resultieren. Demgegenüber würde bei perfektem Staggering unter gleichen Bedingungen der Erwartungswert der Standardabweichung gegen Null streben, da der Anteil der Preisanpassungen zu jedem Zeitpunkt gleich dem durchschnittlichen Anteil der Preisanpassungen wäre.

Auf Basis der Standardabweichung haben FISHER UND KONIECZNY (2000) einen χ^2-Homogenitätstest angewendet, mit dem die Gleichverteilung der Anzahl der Preisanpassungen Np_t über die Zeit getestet wird. Der modifizierte Test nach DIAS ET AL. (2005) berücksichtigt durch einen Korrekturfaktor, dass die beobachtete Zahl der Preisänderungen Np_t in einer Periode durch die Zahl der Geschäfte N begrenzt ist, indem er neben der Gleichverteilung der Anzahl der Preisänderungen über die Zeit Np_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 Staggering der Preise zu unterscheiden:

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

wobei p_t dem Anteil der Preisänderungen in einer Periode t und $\bar{p}$ dem mittleren Anteil der Preisanpassungen über alle T Perioden entspricht. Um die Höhe der Synchronisation der kosteninduzierten Preisänderungen zu messen, wird der FK-Index für die Preisänderungen ohne Sonderangebote verwendet (FISHER UND KONIECZNY, 2000). Er wird berechnet, indem die empirisch ermittelte Standardabweichung s_{pt} gemäß folgender Formel in Relation zu ihren Erwartungswerten bei Synchronisation σ_{Syn} und Staggering σ_{Stag} gesetzt wird: [9]

$$(2) \qquad FK = \frac{\sigma_{Stag} - s_{p_t}}{\sigma_{Stag} - \sigma_{Syn}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n_i}\bar{p}(1-\bar{p})} - s_{p_t}}{\sqrt{\frac{1}{n_i}\bar{p}(1-\bar{p})} - \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}, \qquad 0 \le FK \le 1.$$

Der Wert des FK-Indexes kann interpretiert werden als Anteil der Geschäfte, die ihre Preisänderungen beim i-ten Produkt $(i = 1,..,m)$ vollständig synchronisieren. D. h., ein Wert für FK von 0,1 impliziert, dass 10 % der n_i Geschäfte die Preisänderungen vollständig synchronisieren, während für die restlichen Fälle perfektes Staggering vorliegt. Zusätzlich liefert der Vergleich des FK-Indexes aller Preisänderungen mit dem FK-Index der

[9] Auf den von DIAS ET AL. (2005) dargestellten Index FK_D kann nicht zurückgegriffen werden, da diese vereinfachte Variante vernachlässigt, dass die empirisch ermittelte Standardabweichung s_{pt} genauso wie die theoretisch zu erwartende σ_{Stag} nicht nur vom mittleren Anteil der Preisanpassungen $\bar{p}$ sondern zudem von der Anzahl der Geschäfte je Produkt n_i $(i = 1, \ldots, m)$ abhängt:

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

kosteninduzierten Preisänderungen sowie die Berechnung des FK-Indexes für die Sonderangebote beim *i*-ten Produkt einen Hinweis darauf, inwiefern die Berücksichtigung von Sonderangeboten die gemessene Synchronisation beeinflusst. Mithilfe des Indexes können produktspezifische Besonderheiten aufgedeckt und die Unterschiede zwischen Produktkategorien untersucht werden.

4 Empirische Ergebnisse zur Preissynchronisation

"Although there is increasing evidence for the existence of significant infrequency in nominal price changes […], there is also important evidence against the hypothesis of retailing firms following simple (S,s) pricing rules. The main evidence against the simple (S,s) model seems to be the relatively high frequency of sales promotions in retail stores"
(AGUIRREGABIRIA, 1999, S. 275).

4.1 Synchronisation der kosteninduzierten Preisanpassungen

Der χ^2-Homogenitätstest nach DIAS ET AL. (2005) ergibt, dass die Anzahl der Preisänderungen nicht gleichverteilt ist. Der empirische χ_D^2-Wert über alle 135 Produkte ($\chi_D^2 = 3697$) ist hoch signifikant größer als der tabellarische ($\chi^2(103) = 128$, $\alpha = 0{,}01$). Ebenso ergeben separate Tests für die einzelnen Produktgruppen, dass kein perfektes Staggering zwischen den Geschäften vorliegt (siehe Tabelle 3).[10]

Tabelle 3: Ergebnisse zur Preissynchronisation innerhalb der Produktkategorien

Produktkategorie	F[a]	H	B	M	J	Q	S	P	K
χ^2-Homogenitätstest nach DIAS ET AL. (2005)[a]									
Ohne SA-Preise[b]	824	3437	618	2602	2825	956	1581	388	1683
SA-Preise[b]	305	1698	1729	989	325	1145	690	643	923
FK-Index (%)[c]									
Insgesamt	8,1	29,0	5,6	11,4	13,0	9,3	22,0	7,3	12,1
Ohne SA-Preise[b]	11,3	32,8	7,3	17,2	16,5	10,2	26,1	4,6	14,9
Ohne SA-Preise[d]	9,7	32,8	6,9	15,1	13,9	8,7	25,2	4,1	15,2

[a] Berechnet nach (1): Die Gleichverteilung wird immer hoch signifikant abgelehnt ($\chi^2(103) = 128$, $\alpha = 0{,}01$).

[b] Ohne Sonderangebotspreise nach Definition der MADAKOM.

[c] Berechnet nach (2):Insgesamt sind z. B. 8,1 % der Preisänderungen bei Frischmilch vollständig synchronisiert.

[d] Ohne Sonderangebotspreise nach eigener strenger Definition.

Quelle: Eigene Ergebnisse.

Die Werte des FK-Index in Tabelle 3 zeigen an, dass der Anteil der perfekt synchronisierten Preisanpassungen zwischen den Produktgruppen deutlich variiert. Die höchste Synchronisation wird bei H-Milch (FK = 32,8 %) und bei Sahne (FK = 26,1 %), die niedrigste bei Pudding (FK = 4,6 %) gemessen. Obwohl auf der einen Seite perfektes Staggering in allen Produktgruppen eindeutig abgelehnt wird, weicht auf der anderen Seite der Anteil der synchronen Preisänderungen deutlich von perfekter Synchronisation ab.

Um zu beurteilen, ob produktspezifische Besonderheiten auftreten, wird der FK-Index zusätzlich für alle 135 Milchprodukte getrennt berechnet (siehe Abbildung 1, S. 9). Bei über zwei Drittel der Produkte liegt der Anteil der theoretisch perfekt synchronisierten Preisanpassungen ohne Sonderangebote nach MADAKOM-Definition zwischen 0 % und 40 %. Bei insgesamt weniger als einem Fünftel der Produkte liegt der Anteil der Synchronisation bei über 60 %.

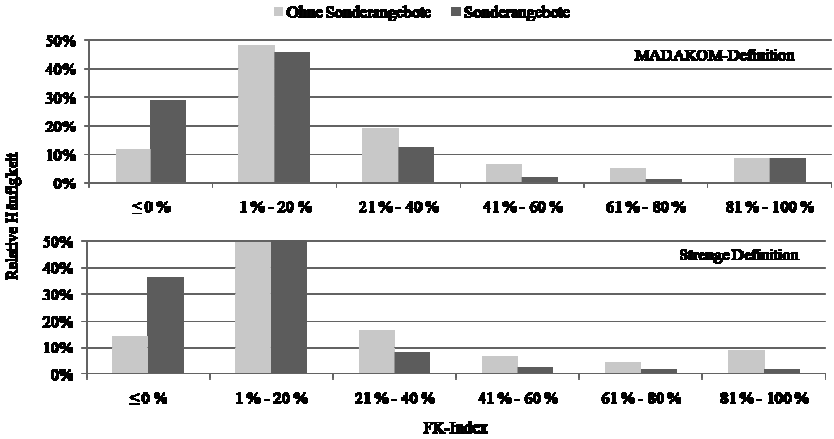
[10] Die Ergebnisse des χ^2-Homogenitätstest unterscheiden sich nicht in Abhängigkeit der Definition der Sonderangebote. Bspw. beträgt der empirische χ_D^2-Wert über alle Produkte $\chi_D^2 = 3237$, wenn Sonderangebote nach der strengeren Definition aus der Analyse ausgeschlossen werden.

Die Aussage von SHESHINSKI UND WEISS (1992), wonach der Anteil der Preisänderungen einen positiven Einfluss auf das Ausmaß der Synchronisation hat, kann nicht bestätigt werden. Es besteht kein signifikant positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Preisänderungen und dem FK-Index. Ein Grund dafür könnte die Definition der Sonderangebote sein.

4.2 Einfluss der Sonderangebote auf die gemessene Synchronisation

Aus der ersten Betrachtung der Theorie zu Sonderangeboten kann abgeleitet werden, dass die Synchronisation der Preisänderungen ohne Sonderangebote höher ist als die aller Preisänderungen. Für acht der neun Produktgruppen wird diese Hypothese bestätigt, wenn Sonderangebote gemäß der MADAKOM-Definition aus der Analyse ausgeschlossen werden (siehe Tabelle 3, S. 8). Nach der strengeren Definition gilt dies für sieben der neun Produktgruppen. In den meisten Gruppen steigt die gemessene Synchronisation durch den Ausschluss der Sonderangebote nur leicht, jedoch – außer bei Kaffeesahne – immer stärker, wenn Sonderangebote nach der MADAKOM statt strenger definiert werden. Bei Margarine steigt die Synchronisation am stärksten (5,8 %). Da bei Margarine etwa zwei Drittel der Preisänderungen als Sonderangebote identifiziert werden, kann dies als Indiz dafür gewertet werden, dass Sonderangebote tatsächlich negativ auf die Synchronisation wirken. Dem widerspricht jedoch, dass gerade bei Pudding, bei dem der Anteil der Sonderangebote relativ am höchsten ist, eine geringere Synchronisation ohne Sonderangebote gemessen wird.

Abbildung 1: Verteilung des FK-Indexes für alle Produkte



Quelle: Eigene Ergebnisse.

Es wird deshalb geprüft, ob anhand der Daten tatsächlich Staggering der Sonderangebote nachgewiesen werden kann. Der χ^2-Homogenitätstest ergibt diesbezüglich, dass die Gleichverteilung der Sonderangebote in allen Produktgruppen – unabhängig von der Definition der Sonderangebote – hoch signifikant abgelehnt wird (siehe Tabelle 3, S. 8).[11] Jedoch sind Sonderangebote bei etwa der Hälfte der Produkte kaum synchronisiert (1 % < FK ≤ 20 %) (siehe Abbildung 1). Höhere Werte des FK-Indexes als 20 % treten – außer für 80 % < FK ≤ 100 % nach MADAKOM-Definition – erwartungsgemäß seltener für Sonderangebote als für die übrigen Preisänderungen auf. Die Fälle, bei denen der FK-Index gleich Null ist,

[11] Auch für alle Produkte liegt der empirische Wert $\chi_D^2 = 2178$ über dem tabellarische $\chi^2(103) = 128$ ($\alpha = 0{,}01$). Die Hypothese, dass perfektes Staggering vorherrscht, wird deshalb abgelehnt.

sind kein eindeutiger Beleg dafür, dass Staggering bei Sonderangeboten vorliegt. Denn auf Basis der Standardabweichung kann bei einem Anteil der Preisänderungen von Null oder Eins nicht zwischen Synchronisation und Staggering unterschieden werden. Die Werte des FK-Indexes für Sonderangebote unterscheiden sich im Mittel nicht signifikant von den Werten des FK-Indexes für die langfristigen Preisänderungen ohne Sonderangebote. Ein Grund dafür ist die hohe Synchronisation der Sonderangebote bei einzelnen Produkten. Diese kann dadurch begründet werden, dass für diese Produkte überwiegend Geschäfte einer Kette erfasst wurden, bei denen Sonderangebotsentscheidungen zentralisiert sein können. Für die Mehrzahl der Produkte kann nachgewiesen werden, dass Sonderangebote zwischen den Geschäften weniger synchronisiert sind als die übrigen Preisänderungen. Die Höhe dieses Unterschiedes schwankt definitionsabhängig.

Insgesamt kann gezeigt werden, dass die gemessene Synchronisation durch den Ausschluss der Sonderangebote sinkt. Die geringen Unterschiede der Preissynchronisation mit und ohne Sonderangebote bestehen, da für diese kein perfektes Staggering nachgewiesen werden kann.

5 Diskussion

„Two common features of retailing are that each retailer sells many different products, and that pricing strategies differ“
(HOSKEN UND REIFFEN, 2001, S. 115).

Sonderangebote sind ein wesentliches Element der Preissetzungsstrategien im LEH. In bisherigen empirischen Studien zur Preissynchronisation wurden Sonderangebote bei der Analyse nicht gesondert berücksichtigt. Es ist das Ziel dieser Arbeit, aufzudecken, ob Sonderangebote und deren Definition die Synchronisation zwischen Geschäften beeinflussen. Die Analyse erbringt bei den ausgewählten Milchprodukten folgende Ergebnisse:

- Sonderangebote machen einen Großteil der Preisvarianz aus. Im Mittel liegen die durchschnittlichen Preise mit Sonderangeboten um 1,6 % niedriger als ohne Sonderangebote.
- Die Varianz der Preise zwischen den Geschäften ist größer als die Varianz der Preise in einem Geschäft über die Zeit. Letztere variiert deutlich stärker in Abhängigkeit der Produktgruppen als durch die Berücksichtigung von Sonderangeboten in der Analyse.
- Die Dauer der rigiden Preise spiegelt die deutlichen Unterschiede der Anteile der Preisänderungen zwischen den Produktgruppen und in Abhängigkeit von Berücksichtigung und Definition der Sonderangebote wider.
- Staggering wird auf Basis des χ^2-Homogenitätstests signifikant in allen Produktgruppen abgelehnt. Über das Ausmaß der Synchronisation gibt der FK-Index Aufschluss.
- Zwischen den Produktgruppen existieren große Unterschiede der Synchronisation, die nicht auf unterschiedliche Anteile der Preisänderungen zurückgeführt werden können.
- Die Berücksichtigung von Sonderangeboten beeinflusst die gemessene Synchronisation der Preisänderungen. Tendenziell sind Sonderangebote zwischen Geschäften weniger synchronisiert als alle übrigen Preisänderungen. Die Gleichverteilung der Sonderangebote wird gemäß des χ^2-Homogenitätstests abgelehnt. Die Ergebnisse hängen von der Definition der Sonderangebote ab und sind nicht nur produktspezifisch, sondern unterscheiden sich auch zwischen den Produktkategorien.

Mehrere Gründe können den geringen Einfluss der Sonderangebote auf die Synchronisation erklären. Trotz verschiedener Sonderangebotsdefinitionen kann deren Trennung von kosteninduzierten Preisänderungen in beiden Fällen unvollständig sein. Die Aggregation der Daten kann dazu führen, dass ein – in Einzelfällen – hoher Einfluss der Sonderangebote auf die Preissynchronisation im Mittel nicht sichtbar wird. Methodisch besteht das Problem, dass alle Synchronisationsmaße, die auf der Standardabweichung des Anteils der Preisänderungen

beruhen, bei einem Anteil der Preisänderungen von Eins und Null nicht zwischen Synchronisation und Staggering unterscheiden können.

Weiterhin können Sonderangebote zwischen Geschäften der gleichen Kette synchronisiert sein, wenn eine überregional einheitliche Marketingstrategie verfolgt wird. Ein Indiz dafür sind bundesweit einheitliche Anzeigenblätter der Einzelhandelskette real,-. Diese Synchronisation könnte das Staggering der Sonderangebote zwischen Geschäften unterschiedlicher Ketten kompensieren. Zentralisierte Sonderangebotsentscheidungen von Ketten könnten auch die hohe Synchronisation bei einzelnen Produkten (FK > 60 %) erklären. Die Analyse der Synchronisation innerhalb und zwischen Ketten könnte Aufschluss über diesen Einfluss der Preisentscheidungen auf die makroökonomischen Preisanpassungsprozesse liefern.

Um neben den Sonderangeboten den Mehrprodukt-Charakter der Geschäfte im LEH stärker zu berücksichtigen, könnte zukünftig überprüft werden, ob die getroffenen Aussagen über die Synchronisation zwischen Geschäften gleichfalls innerhalb der Geschäfte gelten (siehe auch HOSKEN UND REIFFEN, 2007). Alternativ könnte man dem Mehrprodukt-Charakter der Einzelhändler gerecht werden, indem die Preissynchronisation zwischen den Geschäften bei repräsentativen Warenkörben gemessen würde. Wenn angenommen wird, dass der Wettbewerb im LEH auf Basis von Warenkörben stattfindet (LAL UND MATUTES, 1994), könnte getestet werden, ob Sonderangebote die Preissynchronisation dieser Produktbündel und damit die Suchkosten für Konsumenten verändern. Da die Ergebnisse zur Synchronisation von der Definition der Sonderangebote abhängen, wird geschlossen, dass die einheitliche und eindeutige Abgrenzung der Sonderangebote mit der weiteren Forschung auf diesem Gebiet einhergehen muss.

Literatur

AGUIRREGABIRIA, V. (1999): The Dynamics of Markups and Inventories in Retailing Firms. In: The Review of Economic Studies 66 (2): 275-308.

AKERLOF, G.A. UND YELLEN, J.L. (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 DHYNE, E. (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.

BALL, L. UND CECCHETTI, S.G. (1988): Imperfect Information and staggered price setting. In: The American Economic Review 78 (5): 999-1018.

BALL, L. UND ROMER, D. (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 NESLIN, S.A. (1990): Sales Promotion. Concepts, Methods and Strategies. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.

CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. UND EVANS, C. L. (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 KONIECZNY, J. (2007): Temporal Distribution of Price Changes: Staggering in the Large and Synchronization in the Small. The Rimini Centre for Economic Analysis, Working paper 01-07.

DIAS, D.A., MARQUES, C. R., NEVES, P.D. UND SANTOS SILVA, J.M.C. (2005): On the Fisher–Konieczny index of price changes synchronization. In: Economics Letters 87 (2): 279-283.

FENGLER, M. UND WINTER, J. (2000): Price-Setting and Price-Adjustment Behavior for fast moving consumer Goods. ZUMA Nachrichten Spezial: Social and Economic Research with Consumer Panel Data (7): 95-113.

FISHER, T.C.G. UND KONIECZNY, J.D. (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. Göttingen: Cuvillier.

HERRMANN, R. UND MÖSER, A. (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, 16-22 August 2003.

HERRMANN, R., MÖSER, A. UND WEBER, S.A. (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.

HOSKEN, D. UND REIFFEN, D (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. In: Agribusiness 17 (1): 115-137.

HOSKEN, D. UND REIFFEN, D. (2007): Pricing Behavior of Multiproduct Retailers. Federal Trade Commission Bureau of Economics, Working Paper No. 225.

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 SKRZYPACZ, A. (2005): Inflation and price setting in a natural Experiment. In: Journal of Monetary Economics 52 (3): 621-632.

LACH, S. UND TSIDDON, D. (1992): The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregate Price Data. In: The Journal of Political Economy 100 (2): 349-389.

LACH, S. UND TSIDDON, D. (1996): Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms. In: The American Economic Review 86 (5): 1175-1196.

LAL, R. UND MATUTES, C. (1994): Retail Pricing and Advertising Strategies. In: The Journal of Business 67 (3): 345-370.

LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. UND VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. In: Managerial and Decision Economics 19 (2): 81-120.

LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2002): Staggering and Synchronization of Prices in a Low-Inflation Environment: Evidence From German Food Stores. In: Agribusiness 18 (4): 437-457.

LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2004): Synchronization due to common shocks? Evidence from German grocery prices. In: Economics Letters 85(1): 123-127.

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.

PELTZMAN, S. (2000): Prices Rise Faster than They Fall. In: The Journal of Political Economy 18 (3): 466-502.

PESENDORFER, M. (2002): Retail Sales. A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. In: Journal of Business 75 (1): 33-66.

POWERS, E.T. UND POWERS, N.J. (2001): The Size and Frequency of Price Changes: Evidence from Grocery Stores. In: Review of Industrial Organization 18: 397-416.

RICHARDS, T.J. (2006): Sales by Multi-Product Retailers. In: Managerial and Decision Economics 27: 261-277.

SALOP, S. UND STIGLITZ, J. (1977): Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. In: The Review of Economic Studies 44 (3): 493-510.

SHESHINSKI, E. UND WEISS, Y. (1992): Staggered and Synchronized Price Policies Under Inflation: The Multiproduct Monopoly Case. In: The Review of Economic Studies 59 (2): 331-359.

TAYLOR, J.B. (1999): Staggered price and wage setting in macroeconomics. In: Handbook of macroeconomics - 1B: S. 1009-1050.

TOMMASI, M. (1991): The Consequences of Inflation: Effects of Price Instability on Search Markets. UCLA Working Paper 655.

TOMMASI, M. (1993): Inflation and relative prices: Evidence from Argentinia. In: SHESHINSKI, E. UND WEISS, Y. (HRSG.): Optimal Pricing, Inflation and the Cost of Price Adjustment. MIT Press, Massachusetts: S. 485-511.

VARIAN, H.R. (1980): A Model of Sales. In: The American Economic Review 70 (4): 651-659.

YOUNG, A.T. UND BLUE, A.K. (2007): Retail prices during a change in monetary regimes: Evidence from Sears, Roebuck catalogs, 1938-1951. In: Managerial and Decision Economics 28 (7): 763-775.