

Aus dem Institut für Agrarökonomie
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

**Preiswettbewerb im deutschen
Lebensmitteleinzelhandel:**
Empirische Analysen anhand von
Scannerdaten

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von
M.Sc. Angela Hoffmann
aus Osterholz-Scharmbeck

Kiel, März 2012

Dekanin:	Prof. Dr. Karin Schwarz
1. Berichterstatter:	Prof. Dr. Jens-Peter Loy
2. Berichterstatter:	Prof. Jutta Roosen, PHD

Tag der mündlichen Prüfung: 10. Mai 2012

Gedruckt mit Genehmigung der Agrar-
und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät der
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Danksagung

Ich danke Prof. Dr. Jens-Peter Loy. Ich danke ihm für die Herausforderungen, für die kritischen Anmerkungen, für die ehrlichen Einschätzungen, für den Freiraum und für den Rückhalt. Ich danke Heike Senkler für die bereichernde produktive und positive Zusammenarbeit als Kollegin. Ich danke ihr für das Trösten und das Lachen, für die Gemeinsamkeiten und die Ergänzungen als Freundin. Ich danke Carsten Steinhagen für die anregenden Diskussionen und dafür, die Dinge mal aus einer anderen Perspektive zu sehen. Ich danke ihm für so manchen Anstoß. Ich danke Janine Empen, Meike Wocken, Fabian Schaper, Martin Mees, Thore Holm, Friedrich Hedtrich, Karen Schröder, Christoph Rathmann und allen weiteren Kollegen des agrarökonomischen Instituts für die unvergessliche Zeit während meiner Promotion und für die Taschentücher. Ich danke Kirsten Kriegel für ihre höchst kompetente Arbeit am Institut – ohne sie wäre die Abteilung, das Institut ein ganz anderes, schlechteres. Ich danke Andrea Bieberstein für ihre Freundschaft. Ich danke Dr. habil. Maike Bruhn für all die Zeit, die sie in mein Lernen und unsere gemeinsame Arbeit investiert hat. Prof. Jutta Roosen, PHD, und Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Ulrich Koester möchte ich meine Hochachtung aussprechen. Sie sind für mich in jeder Hinsicht sehr beeindruckende Persönlichkeiten.

Ich danke Thorsten Hoffmann für die Freiheit, ohne die ich meine Promotion nicht beginnen und nicht hätte fortführen können. Ich wünsche ihm sehr, dass es ihm gerade gut geht. Ich danke meinen Kindern, Line und Bela, für den Ausgleich und die Kraft, von der sie mir so viel geben. Ich danke meinen Eltern für alles und dafür, unendlich oft die 200 km zwischen Bremen und Kiel gefahren zu sein. Ich danke Arne Breede dafür, im genau richtigen Moment aufgetaucht und dageblieben zu sein. Ich danke ihm für die Anregungen, den Widerstand, den Reiz, die Ziele, die Kraft, die Entspannung und die Liebe.

Die vorliegende Dissertation ist im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft unterstützten Forschungsprojektes Nr. 549899 „Preisbildung und Einkaufsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel: Eine Analyse unter Berücksichtigung dynamischer Prozesse“ entstanden.

Zusammenfassung

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel ist durch eine hohe Konzentration und einen intensiven Preiswettbewerb gekennzeichnet. Es werden drei Lebensmitteleinzelhandelsformate (Discounter, Super- und Verbrauchermärkte) unterschieden, die u. a. anhand ihrer Preissetzungsstrategie charakterisiert werden. Die zunehmende Bedeutung und die mögliche Preisführerschaft von Discountern (Niedrigpreisstrategie) werden in diesem Kontext durch die hohe Preissensibilität der deutschen Konsumenten begründet. Sonderangebote stellen dagegen ein zentrales Element der Preisstrategie von Super- und Verbrauchermärkten dar. Sie werden als das wichtigste preisliche Marketinginstrument beschrieben. Ziel dieser Arbeit ist es, das Preissetzungsverhalten der Lebensmitteleinzelhändler und den daraus resultierenden Preiswettbewerb zu analysieren. Einheitliche Preise und simultane Preisanpassungen bei homogenen Produkten sind Hinweise für funktionierenden Wettbewerb. Es wird angenommen, dass Sonderangebote und die verschiedenen Preisstrategien einen wesentlichen Einfluss auf den Preiswettbewerb sowie auf die Analyse von Preisanpassungsprozessen haben.

Es werden vier empirische Untersuchungen anhand von Scannerdaten aus dem Handel durchgeführt. Untersuchungsgegenstand des ersten Beitrags ist die Preissynchronisation bei Milchprodukten. Sonderangebote haben einen signifikanten Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation. Sonderangebotsinduzierte Preisänderungen sind demnach signifikant seltener synchronisiert als reguläre Preisanpassungen. Die Preisstrategien der Formate und Ketten beeinflussen das Ausmaß der Preissynchronisation. Preisanpassungen sind demzufolge am stärksten in Discountern synchronisiert. In Ergänzung hierzu wird im letzten Beitrag ein Vergleich des Preissetzungsverhaltens deutscher und amerikanischer Lebensmitteleinzelhändler vorgenommen. Es wird für Milch und Butter überprüft, ob empirische Befunde vom deutschen auf den amerikanischen Lebensmitteleinzelhandel übertragen werden können. Das Ausmaß der Preissynchronisation ist in Deutschland deutlich größer als in den USA. Eine wesentliche Ursache für diesen Unterschied stellen *common cost shocks* dar. Während positive Kostenänderungen synchrone Preisänderungen begünstigen, beeinflussen negative das Ausmaß der Preissynchronisation nicht. Weitere Gründe sind die Unterscheidung zwischen Hersteller- und Handelsmarken sowie Sonderangebote. Anders als im deutschen Markt sind Sonderangebote im amerikanischen Markt stärker synchronisiert als reguläre Preisanpassungen.

Im zweiten Beitrag wird der Einfluss von Sonderangeboten auf die Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung bei Milch, Butter und Joghurt untersucht. Die gemeinsame Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung hängt von verschiedenen Faktoren ab, wobei die unterschiedlichen Preisstrategien in den Formaten und bei Handels- und Herstellermarken wichtige Erklärungsansätze darstellen.

Der dritte Beitrag berücksichtigt in besonderem Maße den sogenannten Multiproduktcharakter der Preisentscheidungen im Lebensmitteleinzelhandel. Auf Basis von Preisindizes wird mithilfe dynamischer Analysemethoden der Preiswettbewerb zwischen Geschäft-

ten untersucht. Nicht nur innerhalb, sondern auch zwischen den Formaten wird ein intensiver Preiswettbewerb beobachtet. Die Annahme einer ausschließlichen Preisführerschaft von Discountern kann abgelehnt werden, obwohl die meisten Super- und Verbrauchermärkte auch Niedrigpreisprodukte (Handelsmarken) anbieten. Insbesondere Verbrauchermärkte erzielen durch eine aggressive Sonderangebotspolitik Erfolge im Preiswettbewerb. Dabei werden Preisnachlässe infolge von wechselnden Sonderangeboten durch reguläre Preise nicht beworbener Produkte ausgeglichen (kontemporäres *loss leader pricing*).

Summary

The German grocery retail sector is characterized by fierce competition for consumers and an increase in retail concentration. It features different retail formats which are mainly distinct by their pricing strategies. Discount stores grant everyday low prices. Their growing market shares can be attributed to the high price sensitivity of German consumers and put pressure on the so-called traditional retail formats. Sometimes discount stores are even described as price leaders. Super- and hypermarkets react by offering discount ranges in addition to their wide range of national brands. These brands are temporarily put on sale to increase store traffic and strengthen customer loyalty (HiLo pricing). Thus, price promotions play a prominent role in the German grocery retail sector. As they are not related to input price cost changes, they can be orthogonal to the macroeconomic situation.

Price promotions and the pricing strategies of retail formats are assumed to have a strong effect on the price setting behavior of retailers and the outcomes of price competition. To approve this hypothesis, scanner data sets from German grocery retailers are analyzed. On the one hand, the empirical studies focus on prices of dairy products. As so-called sign post items they should reflect the pricing strategies of retailers. On the other hand, price levels of typical shopping baskets are analyzed to quantify the rivalry of store.

In the first paper, the impact of price promotions on measures of price synchronization is measured. In line with the assumptions, our results show that price promotions are synchronized to a lesser extent than regular price changes. On average, 25 percent of regular prices occur simultaneously. Other factors that influence the degree of price synchronization are the pricing strategies of retail formats and chains, as well as product specific factors, like perishability and private labels. Discount stores are outstanding because they change regular prices more often simultaneously. The influence of chains can also be a cue to the importance of idiosyncratic costs shocks. The last paper adds to this field of research by comparing the price setting behavior in the German and American grocery retail sector. German retailers synchronize regular price changes to a higher extent than American ones. The variability of regular price synchronization can be explained due to common cost shocks while it is not positively linked with higher degrees of inflation. In Germany, the separation of price promotions affirms the first results, but these findings cannot be applied to the USA.

Moreover, price promotions can influence other marketing tools, like psychological pricing. In the second paper, the joint impact of price promotions and different pricing points on sales are analyzed. In contrast to the assumptions, just-below prices tend neither to raise sales of regularly priced products nor of price promoted products. The joint impact of price promotions and psychological pricing depends on the pricing strategies of retailers. Discount stores do rarely make use of such combined marketing tools. Moreover, differences between private labels and national brands are significant.

In the third paper, the interformat price competition is analyzed taking into account the dynamic and multi-product character of retailers' pricing decisions. Based on price levels of shopping baskets, we find that stores of each retail format are involved in interformat price competition. The common belief that discount stores are price leaders in the German retail sector cannot be approved. In contrast to the assumption that price changes due to price promotions can be an important reason for non-linear price adjustments, our results show that temporary price reductions in altering product categories are compensated by regular prices in the remaining categories (contemporaneous loss leader pricing).

Inhaltsverzeichnis

Verzeichnis der Tabellen und Übersichten	x
Verzeichnis der Abbildungen	xi
1. Einleitung	12
2. Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel	13
2.1 Struktur des Lebensmitteleinzelhandels	14
2.2 Dimensionen des Wettbewerbs	17
2.3 Theorien zum Preiswettbewerb	20
2.3.1 Sonderangebote	23
2.3.2 Preisanpassungen.....	27
2.3.3 Preissetzungsstrategien.....	30
2.3.4 Psychologische Preissetzung	31
2.4 Zwischenfazit	33
3. Methoden zur Messung des Preiswettbewerbs.....	34
3.1 Verteilung und Variationen von Preisen	34
3.2 Identifikation von Sonderangeboten.....	37
3.3 Konzepte zur Messung der Preissynchronisation.....	39
3.4 Dynamische Analysen anhand von Preisindizes	46
3.4.1 Preisindizes.....	46
3.4.2 Fehlerkorrekturmodelle	48
3.4.3 Der Einfluss von Sonderangeboten	51
3.5 Determinanten des Preiswettbewerbs.....	54
3.5.1 Regressionsanalysen mit geschätzten Endogenen.....	54
3.5.2 Paneldatenanalyse.....	55
3.6 Zwischenfazit	58
4 Beiträge 59	
4.A Sonderangebote und Preissynchronisation im deutschen Lebensmitteleinzelhandel	59
4.A.1 Einleitung	61
4.A.2 Literaturüberblick	63
4.A.3 Material und Methoden	66
4.A.4 Empirische Ergebnisse	69
4.A.5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen.....	85
Literatur zum Beitrag 4.A	88
Anhang zum Beitrag 4.A	91
4.B Sonderangebote und Psychologische Preissetzung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel	92

4.B.1 Einleitung	94
4.B.2 Literaturübersicht	95
4.B.3 Empirische Analysen.....	98
4.B.4 Ergebnisse.....	106
4.B.5 Diskussion	109
Literatur zum Beitrag 4.B	112
Anhang zum Beitrag 4.B.....	116
4.C Interformat price competition of multi-product retailers: Evidence for German grocery retailing.....	118
4.C.1 Introduction	119
4.C.2 Store choice process and interformat price competition	120
4.C.3 Data.....	124
4.C.4 Methodology.....	126
4.C.5 Results	129
4.C.6 Conclusion.....	135
References of paper 4.C	137
Appendix of paper 4.C	140
4.D Price competition in the German and American grocery sector: Evidence for milk and butter	142
4.D.1 Introduction	143
4.D.2 Data and Descriptive Analyses.....	145
4.D.3 Methodology.....	150
4.D.4 Results	152
4.D.5 Conclusion.....	155
References of paper 4.D.....	157
5 Fazit	162
Literatur	165
Anhang	175
Anhang 1: Klassifizierung von Eckartikeln auf Basis von Titelseiteninseraten von Handzetteln.....	175
Anhang 2: Verwendete R-Funktion zur Simulation der Standardabweichung des Anteils der Preisänderungen bei Staggering und unter der Annahme ungleicher Anteile der Preisänderungen in den Geschäften (R 2.11.1)	176
Anhang 3: Produktkategorien und Gewichtungsfaktoren zur Berechnung der Preisindizes.....	179
Anhang 3: Produktkategorien und Gewichtungsfaktoren zur Berechnung der Preisindizes (Fortsetzung)	180
Anhang 4: Code zur Identifikation des optimalen Threshold nach CHAN (1993) (StataSE 11).....	181

Anhang 5: Code zum Test auf Linearität nach STRIKHOLM UND TERÄSVIRTA (2006) dynamischen Analyse der Interdependenzen von Preisindizes auf Geschäftsebene (StataSE 11).....	183
Lebenslauf.....	185

Verzeichnis der Tabellen und Übersichten

Tabelle 1: Als Eckartikel kategorisierte Produkte.....	22
Übersicht 1: Deskriptive Maße zur Beschreibung der Preisverteilung.....	35
Tabelle 2: Schematische Darstellung einer Kontingenztafel zur Häufigkeitsanalyse von Preisendungen.....	36
Tabelle 3: Korrelation der Sonderangebotsvariablen.....	38
Tabelle 4: Ergebnisse zur Simulation (Standardabweichung und Signifikanz)	44
Tabelle 5: Deskription der Preisindizes auf Basis unterschiedlicher repräsentativer Warenkörbe	47
Tabelle A.1: Übersicht über die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH	66
Tabelle A.2: Preisniveau und Preisvariation in den Produktgruppen	70
Tabelle A.3: Preisniveau und Preisvariation für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH	72
Tabelle A.4: Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen für die Produktgruppen	73
Tabelle A.5: Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH	73
Tabelle A.6: Ergebnisse zur Preissynchronisation für die Produktgruppen.....	75
Tabelle A.7: Ergebnisse zur mittleren Preissynchronisation in den verschiedenen im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH	78
Tabelle A.8: FK-Index getrennt für die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH und Produktgruppen	79
Tabelle A.9: Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften bei regulären Preisen	82
Tabelle A.10: Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften bei Sonderangeboten	83
Tabelle B.1: Einfluss von Sonderangeboten auf die Preisverteilung nach Produkten und Formaten im Datensatz	99
Tabelle B.2: Bedeutung und Preissetzung von Handels- und Herstellermarken nach Produkten und Formaten im Datensatz.....	101

Tabelle B.3:	Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und psychologischen Preisen nach Produkten und Formaten im Datensatz.....	102
Tabelle B.4:	Sonderangebote und psychologische Preissetzung bei Handelsmarken und Herstellermarken nach Produkten im Datensatz.....	103
Tabelle B.5:	Absatzwirkung von Sonderangeboten und psychologischer Preissetzung.....	108
Table C.1	Descriptive statistics on the three samples.....	125
Table C.2	Descriptive statistics on the companies and formats (chains) in the sample.....	126
Table C.3	Decision between linear and non-linear model specifications.....	130
Table C.4	The positioning of formats in interformat competition.....	131
Table C.5	Dummy regressions' results.....	132
Table D.1	Descriptive statistics on the proportion of regular price changes and price promotions in the data samples.....	146
Table D.2	Descriptive statistics on mean price levels and deviations.....	148
Table D.3	Price flexibility in the American and German grocery retail sector.....	149
Table D.4	Synchronization in the American and German grocery retail sector.....	153

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1:	Entwicklung der Umsatzanteile der Top 5 Handelsunternehmen des deutschen LEH 2000-2010.....	14
Abbildung 2:	Entwicklung der Umsatzanteile der Formate im deutschen LEH 2003-2010.....	17
Abbildung 3:	Grafische Darstellstellung des <i>model of sales</i>	25
Abbildung 4:	Verteilung der Standardabweichung bei zufälliger Verteilung der Preisänderungen.....	42
Abbildung 5:	Erwartungswerte des FKD-Indizes bei Staggering.....	45
Figure C.1	The concept of intra- and interformat competition.....	122
Figure C.2	The performance of interformat competition.....	134
Figure D.1	Price level movements and fluctuations of price promotions.....	149
Figure D.2	Variability of price synchronization.....	154

1. Einleitung

*“The price system, the adjustment of prices to changes in market conditions, is perhaps the single most important mechanism in a market-based economy“
(CHEN ET AL., 2007: 523).*

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel (LEH) ist durch eine hohe Konzentration gekennzeichnet (WEISS UND WITTKOPP, 2005). So beträgt die Konzentrationsrate der fünf größten Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen 2010 mehr als 70 % und nimmt weiterhin zu. Sie hat u. a. einen intensiven Preiswettbewerb zur Folge, als deren Gewinner in erster Linie Discounter beschrieben werden (KPMG, 2008). Diese setzen die sogenannten traditionellen Lebensmitteleinzelhandelsformate durch niedrige Preise unter Druck. Super- und Verbrauchermärkte reagieren darauf, indem auch sie zunehmend Niedrigpreisprodukte ins Sortiment aufnehmen. Das übrige Sortiment bewerben die Lebensmitteleinzelhändler mithilfe von Sonderangeboten. Kurzfristig werden dabei Preise von starken Herstellermarken angeboten, um Kunden in das Geschäft zu locken (*loss leader pricing*). Sonderangebote werden als das wichtigste preisliche Marketinginstrument beschrieben und ihre Bedeutung nimmt weiter zu. So verdoppelte sich der Umsatzanteil, den deutsche Lebensmitteleinzelhändler durch Sonderangebote erzielen, und liegt 2009 insgesamt bei 16,9 % – bei führenden Markenprodukten reicht er sogar bis zu 30 % (SAP UND GFK, 2010). Es wird daher angenommen, dass sowohl die beschriebenen Preissetzungsstrategien als auch Sonderangebote einen starken Einfluss auf den Preiswettbewerb und die Analyse von Preisanpassungsprozessen ausüben.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, den Preiswettbewerb im deutschen LEH zu charakterisieren. Es wird dabei explizit darauf eingegangen, von welchen Faktoren der Preiswettbewerb und die Gestaltung von Preisanpassungsprozessen beeinflusst werden. Neben Sonderangeboten und den Preissetzungsstrategien der Formate sowie Unterschieden zwischen Handels- und Herstellermarken kann die hohe Preissensibilität der deutschen Konsumenten eine spezielle Wirkung auf das Preissetzungsverhalten der Händler ausüben.

Um den Preiswettbewerb zu analysieren, werden vier verschiedene Untersuchungen anhand von Scannerdaten aus dem Lebensmittelhandel durchgeführt. Die Fragestellungen werden entweder bei Milchprodukten untersucht, die als typische Eckartikel im Fokus des Wettbewerbs stehen oder anhand von Preisindizes von typischen Warenkörben. Im ersten Beitrag geht es um die Preissynchronisation im deutschen LEH. Verzögerte Preisanpassungen können zu Trägheit und suboptimalen Produktionsanreizen führen. Auf Seiten der Konsumenten werden außerdem Wohlfahrtsverluste aufgrund von Suchkosten erwartet. Die Berücksichtigung von Sonderangeboten stellt einen zentralen Aspekt der Arbeit dar, weil Sonderangebote anders als reguläre Preise nicht oder nur von der makroökonomischen Situation abhängen. Auch im vierten Beitrag geht es um die Synchronisation von Preisen. In Ergänzung zum ersten Beitrag wird in Zusammenhang mit möglichen makroökonomischen Größen untersucht, welchen Einfluss länderspezifische Faktoren auf das Preissetzungsverhalten haben. Es wird ein Vergleich von deutschen und amerikanischen

Lebensmitteleinzelhandelsgeschäften angestrebt, da auch der amerikanische Markt als hoch konzentriert gilt und dieselben Preissetzungsstrategien wie im deutschen Markt bekannt sind.

Es wird außerdem vermutet, dass Sonderangebote einen Einfluss auf den Einsatz und die Wirkungsweise anderer preislicher Verkaufsförderungsmaßnahmen ausüben. Es wird deshalb im dritten Beitrag untersucht, ob und wie Sonderangeboten und die psychologische Preissetzung im deutschen LEH kombiniert werden und wie Konsumenten darauf reagieren. In Zusammenhang mit Preisanpassungsprozessen ist diese Untersuchung insofern interessant, als die psychologische Preissetzung häufig in der Bevorzugung von Preisen, die auf 9 enden, umgesetzt wird. Diese Preisschwellen wiederum werden als eine mögliche Ursache von Preisrigiditäten diskutiert (HERRMANN UND MÖSER, 2006).

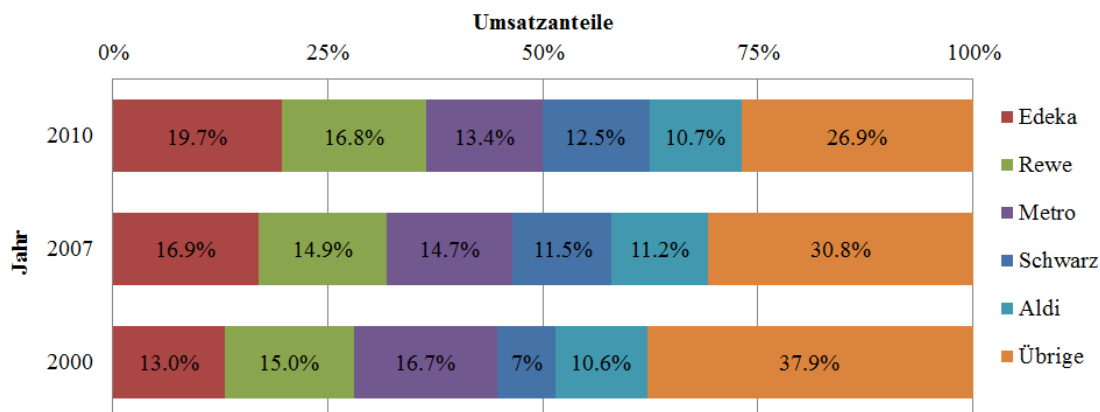
Um dem Aufruf von AILAWADI ET AL. (2006): *“more research is needed to understand the role of competition from different retail formats”* (ebd.: 531) zu folgen, beschäftigt sich der dritte Beitrag mit dem Preiswettbewerb innerhalb und zwischen den Lebensmitteleinzelhandelsformaten. In Bezug auf *loss leader pricing* wird der Multiproduktcharakter von Preisentscheidungen betont, weshalb der Preiswettbewerb anhand von Preisindizes repräsentativer Warenkörbe untersucht wird. Hierdurch sollte es möglich sein, die Konkurrenz von Geschäften auf Basis ihrer Preisbeziehung zu messen. Die verschiedenen Preissetzungsstrategien können als Positionierungsstrategien im Wettbewerb angenommen werden.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. Im nachfolgenden Abschnitt wird ein Überblick über den deutschen LEH präsentiert und zentrale Theorien zum Preiswettbewerb und zur Preisgestaltung zusammengefasst. Der dritte Abschnitt der Arbeit dient dazu, die in den Beiträgen verwendeten Methoden ausführlich zu beschreiben. Der vierte Abschnitt umfasst die Beiträge A-D. Die Arbeit endet mit einem Fazit.

2. Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel

Der deutsche LEH ist geprägt durch eine zunehmende Konzentration, die einen wesentlichen Einfluss auf die Preissetzung hat und als ein Grund für den zunehmenden Preiswettbewerb angeführt wird (DOBSON ET AL., 2003; WEISS AND WITTKOPP, 2005; SAP UND GfK, 2010). Abbildung 1 veranschaulicht, dass die Konzentrationsrate der fünf umsatzstärksten Handelsunternehmen (CR5) innerhalb von 10 Jahren von 62,1 % (2000) auf 73,1% (2010) zugenommen hat. Weiterhin wird deutlich, dass Edeka besonders an Stärke gewinnt und allein die wichtigsten Discounter Aldi und Lidl (Schwarz-Gruppe) mittlerweile über 20 % der Umsätze im deutschen LEH erwirtschaften.

Abbildung 1: Entwicklung der Umsatzanteile der Top 5 Handelsunternehmen des deutschen LEH 2000-2010



Quelle: eigene Darstellung nach KPMG (2008) und TRADEDIMENSIONS (2012)

Die zunehmende Konzentration im deutschen LEH sowie die steigende Anzahl an Produkten und Marken im Bereich der *fast moving consumer goods* (FMCG) hatte außerdem zur Folge, dass der LEH vom simplen Mittler zwischen Hersteller und Konsumenten zur zentralen Entscheidungsinstanz darüber wurde, welche Produkte dem Konsumenten angeboten werden (ins Sortiment aufgenommen werden). Hersteller beklagen daher auch immer mehr die wachsende Macht des LEH (IFH, 2009). Die u.a. von MORSCHEIT ET AL. (2006) nachgewiesene hohe Preissensibilität der deutschen Konsumenten begünstigt dabei die Bestrebungen der Lebensmitteleinzelhändler, sich selbst als Marke zu etablieren bzw. ihre Position gegenüber den führenden Herstellern zu stärken, indem neben klassischen Herstellermarken Handelsmarken (Gattungsmarken) eine immer größere Bedeutung im LEH erhalten. Der Wegfall der vertikalen Preisbindung 1974 ebnete in diesem Zusammenhang die Etablierung von klassischen Handelsmarken, die im sogenannten Niedrigpreissegment (Discountsegment) angesiedelt sind. Sie sind von sogenannten Eigenmarken des Handels (wie z. B. Unser Norden (coop) und Rewe Feine Welt) zu unterscheiden, die preislich in Konkurrenz mit den Herstellermarken (oberes Preissegment) stehen und vornehmlich in der jüngeren Vergangenheit an Bedeutung gewinnen (SCHMALLEN UND SCHACHTNER, 1999; WEISE, 2007). Dieser Entwicklung soll im vorliegenden Beitrag Rechnung getragen werden, indem explizit auf die unterschiedliche Preisgestaltung von Hersteller- und Handelsmarken bzw. auf den Einfluss der Art oder Positionierung der Marke auf den Preiswettbewerb eingegangen wird (s. a. KROLL, 2000; SCHMEDES, 2005).

2.1 Struktur des Lebensmitteleinzelhandels

Ein zentrales Strukturmerkmal des deutschen LEH ist die Zuordnung einzelner Geschäfte zu Formaten. Dabei wird angenommen, dass diese Untergliederung einen wesentlichen Einfluss auf die Preissetzung und die Ausgestaltung des Wettbewerbs hat. U.a. GONZÁLES-BENITO ET AL. (2005) formulieren und bestätigen die Hypothese, wonach der Wettbewerb zwischen Geschäften desselben Formates stärker ausgeprägt ist als zwischen

Geschäften unterschiedlicher Formate (Abschnitt 4.C). Hierbei ist zu beachten, dass keine exakt einheitliche Abgrenzung der Formate in Bezug auf die relevanten Merkmale bzw. Grenzwerte existiert. Während das COMMITTEE FOR DEFINITION OF TERMS IN TRADE AND DISTRIBUTION (CFDTTD) (2009) die Formate (Discounter, Supermärkte, Verbrauchermärkte, SB-Warenhäuser und Drogeriemärkte) wie nachfolgend beschrieben unterscheidet, werden z. B. von der SYMPHONYIRI GROUP Deutschland (SIG) teils andere Grenzwerte bzw. Begriffe zur Charakterisierung der Formate verwendet (SPRINGER, 2011). Diese Neuuzuordnung ist u. a. eine Folge der generell immer geringeren Bedeutung von Supermärkten mit einer Größe von bis zu 800 m², die 2007 gerade mal noch 7,0 % der Umsätze im deutschen LEH erwirtschaften (A.C. NIELSEN, 2007).

Discounter

Discounter zeichnen sich in erster Linie durch das Angebot eines engen und flachen Sortiments aus, wobei dieses Sortiment im Fall von sogenannten Harddiscountern 500-1.000 Artikel umfasst. Dieses Sortiment besteht hauptsächlich aus Produkten mit hohem Umschlag (hohe Kauffrequenz und hohe Käuferreichweite) und weist einen sehr hohen Anteil an Handels- oder Eigenmarken mit einem niedrigen Preisniveau auf. Softdiscounter bieten dagegen etwa 2.000-2.500 Produkte an, wobei es sich nur teilweise um Handelsmarken handelt. Anders als Harddiscounter profilieren Softdiscounter sich durch eine aggressive Preis- und Sonderangebotspolitik bei Herstellermarken (PFEIFFER, 2010). Die Ladenausstattung der Discounter ist meist sehr einfach gehalten. Discounter zeichnen sich außerdem durch eine geringe Servicequalität aus, es gibt z. B. in der Regel keine Bedientheken für Frischeprodukte wie Fleisch, Fisch oder Käse. Bei Discountern handelt es sich fast ausschließlich um große Handelsketten; die bekanntesten deutschen Unternehmen sind der Harddiscounter Aldi und der Softdiscounter Lidl (Schwarz Gruppe) (CFDTTD, 2009: 43).

Supermärkte

Supermärkte (bzw. nach SPRINGER (2011) Food-Vollsortimenter) sind Lebensmittel-einzelhandelsgeschäfte mit einer Mindestgröße von 400 m². Bezüglich der Maximalgröße werden zur Klassifizierung unterschiedliche Grenzwerte angegeben: Während offizielle Statistiken als Maximalgröße 1.000 m² festlegen, verwendete das renommierte Marktforschungsinstitut A.C. Nielsen (2007) lange Zeit 800 m², heute gilt als Grenzwert 1.000 m² zw. 1.400 m² (A.C. NIELSEN, 2011, SPRINGER, 2011). Das EuroHandelsinstitut legt dagegen der Definition von Supermärkten keine absolute Maximalgröße zugrunde, sondern den Anteil der Verkaufsfläche für Non-Food-Artikel an der Gesamtladenfläche, der nicht höher sein darf als 25 % (CFDTTD, 2009). Weitere häufig genannte Charakteristika von Supermärkten sind die hohe Service-Qualität, u.a. durch Bedientheken und die zentrale Lage in Innenstädten oder in der Nähe von Wohngebieten (OTTO, 2006).

Verbrauchermärkte

Verbrauchermärkte bieten ein breites und tiefes Sortiment an Nahrungs- und Genussmitteln sowie langlebige Gebrauchsgüter und kurz- bzw. mittelfristige Verbrauchsgüter an.

Neben einem breiten Selbstbedienungsangebot verfügen Verbrauchermärkte meist über Bedientheken für Fleisch, Fisch, Wurst und Käse. In der Regel gibt es Produktlinien, deren Preise an die der Discounter angepasst werden (Niedrigpreisprodukte) sowie ein breites Angebot an Herstellermarken, die durch (teils aggressive) Sonderangebote beworben werden. Die Verkaufsfläche von Verbrauchermärkten liegt, je nach Quelle, zwischen 800 m² und 5000 m². Das EuroHandelsinstitut gibt als ungefähre Verkaufsfläche 1.500 m² an. A.C. NIELSEN (2007) unterschied früher zwischen kleinen (800-1.500 m²) und großen Verbrauchermärkten (1.500-5.000 m²). Heute liegen die entsprechenden Grenzen mit 1.000-2.500 m² deutlich höher (A.C. NIELSEN, 2011). In der unten stehenden Abbildung 2 werden Geschäfte ab einer Größe von 1.500 m² als Verbrauchermärkte bezeichnet. Ein weiteres typisches Merkmal von Verbrauchermärkten ist, dass sie meist in Einkaufszentren eingebunden sind oder sich in Gewerbegebieten bzw. ‚auf der grünen Wiese‘ befinden, so dass sie per Auto gut zu erreichen sind (MERKEL UND HEYMANS, 2003; CFDTTD, 2009).

SB-Warenhäuser

SB-Warenhäuser sind großflächige Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte, die, in gleicher Form wie Verbrauchermärkte, ein breites und tiefes Sortiment zu entweder regulär niedrigen oder z.T. stark beworbenen Sonderpreisen anbieten. Die Hauptunterscheidung zwischen Verbrauchermärkten und SB-Warenhäusern ist die Verkaufsfläche, die bei letzteren gemäß der amtlichen Statistik bei mindestens 3.000 m² liegt. Das EuroHandelsinstitut gibt 4.000 m² als Mindestgröße für SB-Warenhäuser an (CFDTTD, 2009). Die Formate Verbrauchermärkte und SB-Warenhäuser werden aufgrund ihrer großen Ähnlichkeit häufig zusammengefasst bzw. synonym verwendet (SPRINGER, 2011).

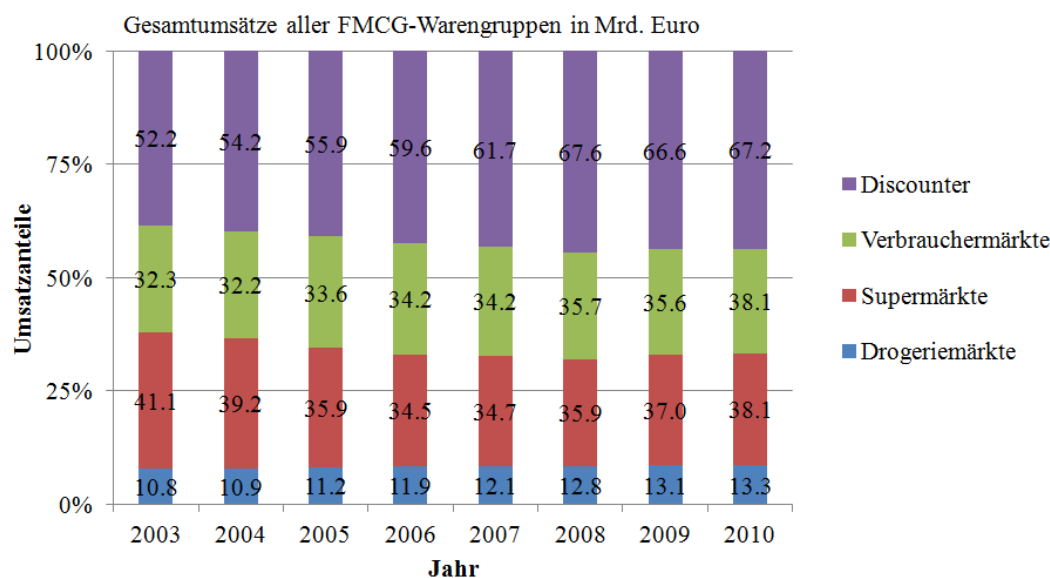
Drogeriemärkte

Drogeriemärkte werden auch zu den Lebensmitteleinzelhandelsgeschäften gezählt, obwohl nur wenige Produkte ihres Sortimentes Lebensmittel sind. Es handelt sich um Geschäfte von mittlerer Größe, die sich v. a. durch das Angebot eines breiten und oft tiefen Sortiments an Körperhygieneartikeln (Seife, Duschgel, Deodorant), mittelfristigen Verbrauchsgütern (Waschmittel, Reinigungsmittel), Luxusgütern (Parfüm, Geschenkartikel) sowie Arzneimitteln bzw. diätetischen Lebensmitteln von anderen Lebensmitteleinzelhandelsformaten unterscheiden. Ihr Standort liegt entweder in Innenstädten oder direkt in Wohngebieten.

Das starke Wachstum und die hohen Marktanteile der preisaggressiven Discounter gegenüber den als ‚traditionell‘ bezeichneten Handelsformaten werden neben der zunehmenden Konzentration als weitere Gründe für den starken Preiswettbewerb im deutschen LEH angesehen (KPMG, 2008).¹ Erst seit 2009 gelingt es insbesondere den Super- und Verbrauchermärkten, wieder Marktanteile zurückzugewinnen. Abbildung 2 zeigt die

Entwicklung der Umsätze sowie die zwischen 2003 und 2008 stark zunehmenden Marktanteile der Discounter.

Abbildung 2: Entwicklung der Umsatzanteile der Formate im deutschen LEH 2003-2010



Quelle: eigene Darstellung nach SPRINGER (2008 und 2011)

Im Rahmen der vorliegenden Analysen werden die Formate gemäß den Vorgaben in den jeweiligen Datensätzen bzw. gemäß der zum Zeitpunkt der Datenerhebung gültigen Einteilungen der Formate klassifiziert. Die Analysen in Kapitel 4 beschränken sich dabei auf Discounter, Super- und Verbrauchermärkte, wobei in den Daten der MarktDaten-Kommunikation (MADAKOM) GmbH (2002) auch SB-Warenhäuser als große Verbrauchermärkte ausgewiesen wurden und deshalb der Gruppe der Verbrauchermärkte ($\geq 1500 \text{ m}^2$) zugeordnet werden. In den Daten der SIG (2010) liegt die Grenze zwischen Supermärkten – dort als Geschäfte des traditionellen LEH bezeichnet – und Verbrauchermärkten bei 800 m^2 . Des Weiteren wird hier nicht näher zwischen unterschiedlichen Geschäftstypen innerhalb der Formate unterschieden. Im Rahmen der empirischen Untersuchungen wird daher insgesamt auf eine detailliertere Unterscheidung der gewählten Formate (Discounter, Supermärkte, Verbrauchermärkte) verzichtet. Die Charakterisierung zeigt, dass sich die im Fokus der Analyse stehende Preissetzung in erster Linie in Abhängigkeit der drei genannten Formate unterscheidet.

2.2 Dimensionen des Wettbewerbs

Wie im vorherigen Abschnitt angedeutet wird, stellen der Preis (die Preissetzungsstrategie), die Sortimentsgestaltung (Anzahl der Produkte, Service) und die Lage der Geschäfte (Transaktionskosten) die zentralen Unterscheidungsmerkmale der Formate dar. Sie können daher auch als Wettbewerbsdimensionen im deutschen LEH angesehen werden (SOLGAARD AND HANSEN, 2003; GRJSBRECHTS ET AL., 2008).

In der Konsumentenverhaltensforschung wird demgemäß angenommen, dass vornehmlich diese drei Kriterien (Preis(-image), Sortimentsgröße und Transaktionskosten) die Wahl der Geschäftsstätte determinieren (MESSINGER AND NARASIMHAN, 1997). Diese Theorie ergibt sich zum einen aus der Interpretation der Wahl der Geschäftsstätte als limitierten Entscheidungsprozess (SHOCKER ET AL., 1991; REUTTERER AND TELLER, 2009). Zum anderen basiert sie auf der Annahme rationaler Nutzen maximierender Konsumenten, deren Einkommen und Zeit begrenzt sind (BECKER, 1965). Die Sortimentsgröße wird dabei meist als entscheidendes Kriterium bei der Wahl der Geschäftsstätte angesehen, da unter der Annahme eines zweistufigen Entscheidungsprozesses, die Verfügbarkeit der gewünschten Produktkategorien als essentiell gilt. Eine wichtige Begründung für diese Hypothese ist abermals die Präferenz der Konsumenten, möglichst nur eine Geschäftsstätte pro Einkauf zu besuchen (*one-stop shopping*) (BELL AND LATTIN, 1998; SOLGAARD AND HANSEN, 2003; KUMAR ET AL., 2008).

Das Kriterium Transaktionskosten beschreibt in diesem Kontext unterschiedliche Arten von Kosten, die Konsumenten berücksichtigen müssen, wenn sie eine Geschäftsstätte besuchen, wie bspw. Opportunitätskosten, Transportkosten und Suchkosten (SLADE, 1999; CARLTON AND PERLOFF, 2000; GRJSBRECHTS ET AL., 2008). Transaktionskosten werden nicht nur durch die Sortimentsgröße (*economies of scale* beim Einkauf) beeinflusst, sondern bspw. auch durch Handzettelwerbung, die theoretisch infolge ihrer Informationsfunktion zur Suchkostenreduzierung beitragen können. Der Standort (wohnnah oder gut mit dem Auto erreichbar) und die damit verbundenen Reisekosten beeinflussen ebenfalls signifikant die Konkurrenzfähigkeit in der Wettbewerbsdimension ‚Transaktionskosten‘. Die Dimensionen und die angenommene Wettbewerbspositionierung der Formate werden in Abschnitt 4.C ausführlich anhand der Abbildung C.1 erläutert. Dabei bestimmt der Grad der Konkurrenzfähigkeit in allen drei Dimensionen (Preis(-image), Sortimentsgröße und Transaktionskosten) die Zuordnung der einzelnen Geschäfte zu den oben genannten Formaten (GONZÁLES-BENITO ET AL., 2005). Der Preis nimmt dabei aus verschiedenen Gründen eine Sonderstellung ein (z. B. HERRMANN, 2003; BREIDERT 2005; SIMON UND FASSNACHT, 2008). Zum einen ist nur der Preis direkt (über die Höhe des Preises) und indirekt (über die vom Preis abhängige abgesetzte Menge) umsatzrelevant bzw. gewinnbestimmend. Zum anderen erfordern preispolitische Maßnahmen im Gegensatz zu den anderen Wettbewerbsinstrumenten, wie bspw. der Ladengestaltung, keine hohen Investitionen und sind deshalb sogar bei finanziellen Engpässen einsetzbar. Besondere Bedeutung wird dem Preis als einer der Bestimmungsfaktoren des (subjektiv wahrgenommenen) Preis-Leistungs-Verhältnisses zugeordnet. Dieses Preis-Leistungs-Verhältnis oder auch das Preisimage werden als entscheidender Parameter des Markterfolges der Lebensmitteleinzelhändler angesehen (DILLER, 1988; MÜLLER, 2003). Preise von beworbenen Produkten bestimmen genauso wie Preise des übrigen Sortiments das Preisimage (RAO UND SIAM, 2001). Es besteht deshalb Grund zu der Annahme, dass der Preiswettbewerb zwischen Geschäften nicht ausschließlich auf Einzelproduktebene stattfindet, sondern anhand von Preisindizes von typischen bzw. repräsentativen, häufig ge-

kauften Warenkörben messbar ist bzw. analysiert werden sollte (Abschnitt 3.4.1). Dieser Annahme wird in den Abschnitten 4.C.5 und 4.C.6 bei der Untersuchung des Preiswettbewerbs innerhalb und zwischen Formaten Rechnung getragen.

Der Preis bzw. die Preispolitik steht weiterhin im Fokus des Wettbewerbs, da sowohl Konsumenten als auch Konkurrenten in starkem Maße auf Preisentscheidungen im LEH reagieren. Es wird erwartet, dass Preisänderungen auf den Produktabsatz und die Reaktion der Wettbewerber ohne zeitliche Verzögerung wirken. Die Preispolitik wirkt demnach kurzfristig, aber gleichzeitig nachhaltig (MEFFERT, 2000).

Exkurs: Bedeutung der Preispolitik

Ein Blick auf die historische Entwicklung der Preispolitik im deutschen LEH unterstreicht ihre große und wachsende Bedeutung, weist jedoch zugleich auf ihre Neuorientierung hin (MEFFERT, 2000; DILLER, 2003). Nachdem die fehlende Kaufkraft und die polylistische Marktstruktur im Nachkriegsdeutschland erstmals die Preispolitik in den Vordergrund gerückt hatte, führten der wachsende Wohlstand, technologischer Fortschritt und der Wandel vom Anbieter- zum Käufermarkt dazu, dass die Preispolitik gegenüber der Produkt- und Kommunikationspolitik in den Hintergrund trat. Seit den 1980er Jahren gewann jedoch die Preispolitik wieder an Bedeutung. Als Gründe hierfür werden die Emanzipation der Verbraucher, Sättigungstendenzen auf den Märkten, sinkende Einkommen und fehlende Möglichkeiten zur Produktdifferenzierung genannt (SCHNEIDER, 2003). Der oben beschriebene Vormarsch der Discounter zählt als wichtiger Beleg dafür, dass Verbraucher zunehmend auf der Suche nach der optimalen Preis-Leistungs-Relation sind (KPMG, 2008; SAP UND GFK, 2010).

Neben Gewinnzielen werden insbesondere Markt gerichtete Ziele durch preispolitische Maßnahmen verfolgt (MEFFERT, 2000). Demzufolge können Lebensmitteleinzelhändler den Preis und preispolitische Instrumente einsetzen, um neue Kunden zu gewinnen oder Kunden an ihr Geschäft zu binden (gemessen an Marktanteilen und -volumen) (SEBASTIAN UND MAESSEN, 2003). Als preispolitische Instrumente werden alle Aktionsparameter bezeichnet, mit denen Preis-Leistungs-Relationen gestaltet werden können, soweit diese der Erreichung preispolitischer Ziele dienen. DILLER (2008) unterscheidet taktisch-operative Instrumente von strategischen Preiskonzepten: Taktisch-operative Instrumente werden eingesetzt, um kurzfristige Ziele zu erreichen, z. B. auf Kostensteigerungen oder auf Produktinnovationen der Konkurrenz zu reagieren. Ein Beispiel für ein taktisch-operatives Instrument ist die Preisdiskriminierung, die dazu dient, Zahlungsbereitschaften möglichst vollständig abzuschöpfen. Es wird Preisdiskriminierung ersten Grades (gemäß der individuellen Zahlungsbereitschaft), zweiten Grades (mengenmäßig) und dritten Grades (differenziert nach Gruppen) unterschieden. Ein Beispiel für die Preisdifferenzierung ersten Grades ist das Angebot von Sonderangeboten (Abschnitt 2.2.1). Als Basis der taktisch-operativen Instrumente dienen strategische Preiskonzepte (SEBASTIAN UND MAESSEN, 2003). Sie besitzen Langfristcharakter und sind ganzheitlich angelegt. Entsprechend des strategischen Dreiecks Lebensmitteleinzelhändler – Kunde – Wettbewerb sollen alle

Aktionsparameter so eingesetzt werden, dass eine dauerhaft erfolgreiche Profilierung im Wettbewerb unter Berücksichtigung der Kosten und Kundenwünsche gewährt wird (DILLER, 2008). Insgesamt werden in diesem Kontext von SCHNEIDER (2003) fünf Preisstrategien zur Positionierung von Produkten (Herstellerpreissetzung) unterschieden: Premium-Preispolitik, Skimming-Preispolitik, durchschnittliche Preislage auf Dauer, Penetrationspreispolitik und Promotionspreispolitik (s. a. KOTLER UND ARMSTRONG, 2006). Dagegen beschreiben bspw. RUDOLPH UND WAGNER (2003) nur zwei Preissetzungsstrategien und beziehen sich damit auf die Möglichkeiten der Positionierung von Lebensmitteleinzelhändlern. Diese zuletzt angesprochenen Preissetzungsstrategien werden in Abschnitt 2.2.3 näher erläutert.

2.3 Theorien zum Preiswettbewerb

Das Gesetz einheitlicher Preise (*law of one price*) besagt, dass Preisänderungen bei homogenen Gütern auf differenzierten Märkten proportional, gleichgerichtet und mit möglichst geringem zeitlichen Verzug erfolgen (ISARD, 1977).

The law of one price

“In its simplest form, assuming perfect competition, identical preferences, no barriers of trade, and no transaction costs, the Law of one Price says that the price of a commodity is the same in different countries, regardless of the unit of account in which it is expressed” (ARDENI UND LUBIAN, 1989: 357).

Bezogen auf Preisdifferenzen zwischen Ländern besagt das *law of one price*, dass der Wechselkurs $S_{A,B}^t$ zwischen den Ländern A und B zum Zeitpunkt t gegeben ist durch das Verhältnis der Preise in Land A p_A^t und Land B p_B^t :

$$(1) \quad S_{A,B}^t = \frac{p_A^t}{p_B^t}.$$

Bezogen auf Preise im deutschen LEH ergeben sich bei Gültigkeit des *law of one price* Erwartungen bezüglich der Preisdifferenzen und bezüglich des Zeitpunktes von Preisadjustierungen: Zum einen sollten sich Preise bei gleichen Produkten nicht oder nur in sehr geringem Umfang voneinander unterscheiden – je nachdem wie stark sich die Kosten der Herstellung und des Angebots der Lebensmitteleinzelhändler voneinander unterscheiden. Zum anderen sollten Preisadjustierungen, wie in Abschnitt 2.2.2. näher erläutert wurde, vollständig weitergegeben werden und zum selben Zeitpunkt (synchron) bei allen Lebensmitteleinzelhändlern erfolgen, wenn sich z. B. Herstellungskosten ändern (FACKLER UND GOODWIN, 2001). Werden Preisänderungen nicht vollständig weitergegeben und Preisadjustierungen nicht synchronisiert, kann dies ein Anzeichen für Marktmacht sein – also die Möglichkeit einzelner Lebensmitteleinzelhändler, Preise unabhängig von Kosten oder Wettbewerbern zu setzen (AXARLOGLOU, 2007; PERLOFF ET AL., 2007) (Abschnitt 4.A und 4.D).

Obwohl immer wieder betont wird, dass deutsche Konsumenten überaus preissensibel sind, zeigt sich, dass sie kaum in der Lage sind, Preise von individuellen Produkten exakt

wieder zugeben (PECHTL, 2008). Jedoch können sie Preisniveaus (Preislagen bzw. Rankings) von Geschäften und Formaten korrekt beurteilen (DICKSON AND SAWYER, 1990; BELL AND LATTIN, 1998).² Nach eigener Aussage sehen sich demgemäß knapp 60 % der Deutschen in der Lage, Preisänderungen bei häufig gekauften Produkten zu bemerken, auch wenn nur 20 % der Meinung sind, die Preise zu kennen (NIELSEN, 2011). Darüber hinaus präferieren deutsche Konsumenten, wie zuvor bereits angesprochen, Produkte im Verbund zu kaufen (*one-stop shopping*). Daher lautet eine Hypothese, dass bei der Wahl der Geschäftsstätte das (wahrgenommene) Preisniveau bzw. Preis-Leistungs-Verhältnis des Gesamtangebots von Geschäften ausschlaggebend ist (SOLGAARD AND HANSEN, 2003). MÜLLER (2003) beschreibt dieses wahrgenommene Preisniveau oder Preisleistungs-Verhältnis als Preisimage des Geschäftes. Laut KPMG (2008) beurteilen Konsumenten bspw. das Preis-Leistungs-Verhältnis von Discountern gegenüber dem übrigen LEH als günstiger. Es erscheint möglich, dass über das durchschnittlich niedrigere Preisniveau hinaus weitere Faktoren für die Beurteilung des Preis-Leistungs-Verhältnisses eine Rolle spielen, wie z. B. längere konstante Preise und eine vom übrigen LEH abweichende psychologische Preissetzung (vgl. Abschnitt 2.2 und 2.4). Ein Hinweis darauf, dass auch Super- und Verbrauchermärkte erwarten, dass das wahrgenommene Preisniveau für die Wahl der Geschäftsstätte mitverantwortlich ist, ist das Angebot sogenannter Niedrigpreisprodukte (Discountanges) in allen Formaten (SCHEMEDES, 2005). Der Werbeslogan der norddeutschen Verbrauchermarktkette Famila "Wussten Sie, dass in jedem Famila auch ein Discounter steckt?" illustriert die Erwartung, dass das Angebot der Niedrigpreis-Handelsmarken (wahrgenommenes günstiges Preisniveau) ein zentraler Faktor ist, der die Wahl der Geschäftsstätte positiv beeinflusst.

Eingangs wurde außerdem bereits angemerkt, dass das wahrgenommene Preisniveau eines Geschäftes sowohl durch die Preisgestaltung bei beworbenen Artikeln als auch durch die Normalpreise der nicht-beworbenen Produkte bestimmt wird. Eine Reihe von Autoren argumentieren in diesem Kontext, dass in erster Linie Preise einiger bestimmter Produkte bzw. Produktgruppen das von Konsumenten wahrgenommene Preisniveau der Geschäfte beeinflussen (DILLER, 1988; GREEN UND PARK, 1998). In der deutschen Literatur wurde in diesem Zusammenhang der Ausdruck ‚Eckartikel‘ geprägt. (DILLER, 2008). In der englischsprachigen Literatur gibt es ähnliche Konzepte wie das der Eckartikel, die jedoch nicht deckungsgleich sind, wie das nachfolgende Zitat zeigt.

² Eine Erklärung hierfür liefert das ‚*low involvement*‘ Konzept zurückgehend auf KRUGMAN (1965). Konsumenten gehen beim Kauf von Lebensmitteln im Vergleich zu anderen Produkten, wie bspw. Autos, und Dienstleistungen in ein geringes Risiko ein. Deshalb werden bei der Kaufentscheidung nur wenige Informationen tendenziell eher passiv verarbeitet (TROMMSDROFF, 2009)). Darüber hinaus sind aus diesem Grund nur die Kriterien Preis(image); Sortimentsgestaltung und Transaktionskosten bei der Wahl der Geschäftsstätte von Bedeutung (Abschnitt 2.2 und Abschnitt 4.C).

Convenience type goods and shopping goods

„We may speak of convenience type goods when the perceived price and quality differences between competing items sold by competing firms are normally regarded by buyers as small compared to the estimated cost of searching for and purchasing each individual item where its price is most attractive. With this same line of reasoning, the term shopping goods refers to items for which the perceived price and quality differences are viewed, by most buyers in most instances, as large, compared to the estimated cost of “shopping around” for each individual item. These definitions are consistent with Holton’s (1957, p. 31) definitions of convenience and shopping goods. Other writers, e.g. Aubert-Krier (1954, p.285), use the classification ,current‘ and ,occasional‘ goods instead. Auber-Krier defines current goods as goods which are bought frequently, which convenience goods need not to be, according to our definition, although in practice this will characterize many of them [and vice versa]“ (NYSTRÖM, 1970: 22).

Bezogen auf den Preis sind die Hauptmerkmale von Eckartikeln eine gute Preiskenntnis und eine hohe Preissensibilität der Konsumenten. Diese können angenommen werden für Produkte mit hoher Kauffrequenz, hoher Sonderangebotsfrequenz oder hoher Käuferreichweite bzw. für typische (*must stock*) Produkte oder homogene Produkte (NYSTRÖM, 1970; DILLER, 2008). Bei den zuletzt genannten Produkten sollte der Preis in hohem Maße entscheidungsrelevant sein, weil sich die übrigen Merkmale der Produkte nicht unterscheiden; typische Beispiele sind Frischmilch oder Butter. Es wird angenommen, dass Preise von Eckartikeln die Wahrnehmung und Bewertung der Preisimages von Geschäften mitbestimmen: „Neben Kaffee und Milchprodukten [...] [sind] nicht-alkoholische Getränke sowie Bier, Schokolade und Fertigprodukte [...] in entscheidendem Maße dafür verantwortlich, ob eine Einkaufsstätte als ‚preiswert‘ oder als ‚teuer‘ wahrgenommen wird“ (SAP UND GfK, 2010: 22). Die SAP und GfK (2010) haben in diesem Kontext ein Maß zur Beurteilung der Preissensibilität der Konsumenten bezogen auf die Produktgruppen entwickelt. Dieser sogenannte Preissensitivitätsindex basiert auf der Sonderangebotsfrequenz, der Kauffrequenz und der Käuferreichweite der Produkte und wird verwendet, um Produktkategorien als Eckartikel (dort als Haloprodukte bezeichnet) zu klassifizieren (Tabelle 1). Zusätzlich sind in Tabelle 1 Produktkategorien aufgelistet, die anhand ihrer Werbefrequenz und Preisnachlässe auf Titelseiten von Handzetteln der Jahre 2007 bis 2011 als Eckartikel eingestuft werden können. Die verwendeten Titelseiteninsetrate spiegeln dabei wider, welche Produktkategorien aus Händlersicht als besonders relevant für (die Preisbeurteilung der) Konsumenten und folglich für die Wahl der Geschäftsstätte gelten können (GRJSBRECHT ET AL., 2003). Die ergänzende Klassifikation auf Basis der Titelseiteninsetrate erscheint darüber hinaus sinnvoll, da auch Frischeprodukte in die Analyse mit einbezogen werden können. Die Datenbasis zur Klassifikation der Eckartikel auf Basis der Titelseiteninsetrate sowie die methodische Vorgehensweise werden in Anhang 1 näher erläutert.

Abgesehen von Frischeprodukten kommen beide Vorgehensweisen zu ähnlichen Ergebnissen bezüglich der hohen Preissensibilität der Konsumenten bei Kaffee, Joghurt, Fruchtsäften, Margarine, koffeinhaltigen Limonaden, Tafelschokoladen, Schokoladenriegeln, Nuss-Nougat-Cremes, Mineralwasser, Wein, Bier sowie Butter und Milchgetränken.

Tabelle 1: Als Eckartikel kategorisierte Produkte

Rang	SAP und GfK	Titelseiteninserate	Mittlerer Preisnachlass
1	Kaffee	Frischobst	37,2 %
2	Tafelschokolade	Fleisch (Theke)	29,3 %
3	Butter	Frischgemüse	35,0 %
4	Joghurt	Kaffee	26,1 %
5	Margarine	Käse (Theke)	34,9 %
6	Koffeinhaltige Limonade	Wein	26,5 %
7	Bier	Fleisch (Selbstbedienung)	21,9 %
8	Fixprodukte	Joghurt	29,4 %
9	Pralinen	Spirituosen	21,3 %
10	Fruchtsäfte	Fertiggerichte	23,6 %
11	Teigwaren	Koffeinhaltige Limonade	26,0 %
12	Fertigdessert	Fruchtsäfte	26,5 %
13	Zahncreme	Margarine	34,2 %
14	Schokoladenriegel	Bier	14,8 %
15	Mineralwasser	Schokoladenriegel	26,9 %
16	Wein	Butter	23,9 %
17	Milchgetränke	Tafelschokolade	31,5 %
18	Tiefkühlkost	Nuss-Nougat-Creme	37,0 %
19	Duschbäder	Milchgetränke	24,1 %
20	Fruchtgummi	Mineralwasser	22,2 %

Quelle: eigene Darstellung nach SAP UND GfK (2010) und Berechnungen in Anhang 1

Die in Handzetteln beworbenen, sonderangebotsinduzierten Preisnachlässe betragen dabei bei der Mehrzahl der wichtigsten Eckartikel zwischen 20 % und 35 % des regulären Preises (Tabelle 1). Frischobst und -gemüse, Nuss-Nougat-Cremes, Margarine, Käse von der Bedientheke sowie Tafelschokolade weisen dabei die im Mittel höchsten Preisnachlässe von mehr als 30 % auf. Hier kann davon ausgegangen werden, dass Händler eine extrem hohe Preissensibilität der Konsumenten erwarten, da bspw. CHEN ET AL. (2008) angeben, dass Sonderangebote bereits bei einem Preisnachlass von 6 % von Konsumenten als signifikant wahrgenommen werden.

2.3.1 Sonderangebote

Ein für den traditionellen LEH typisches Instrument zur Verkaufsförderung sind Sonderangebote (*price promotions*). Sonderangebote sind *per definitionem* temporäre signifikante Preisreduktionen, die nicht auf Kosten- oder Nachfrageänderungen zurückzuführen sind (HOSKEN UND REIFFEN, 2001). Das Ziel von händlerinduzierten Sonderangeboten ist es, Neukunden in das Geschäft zu locken und Kunden langfristig an das Geschäft zu binden (BLATTBERG UND NESLIN, 1990; AILAWADI ET AL., 2007).

Price promotions

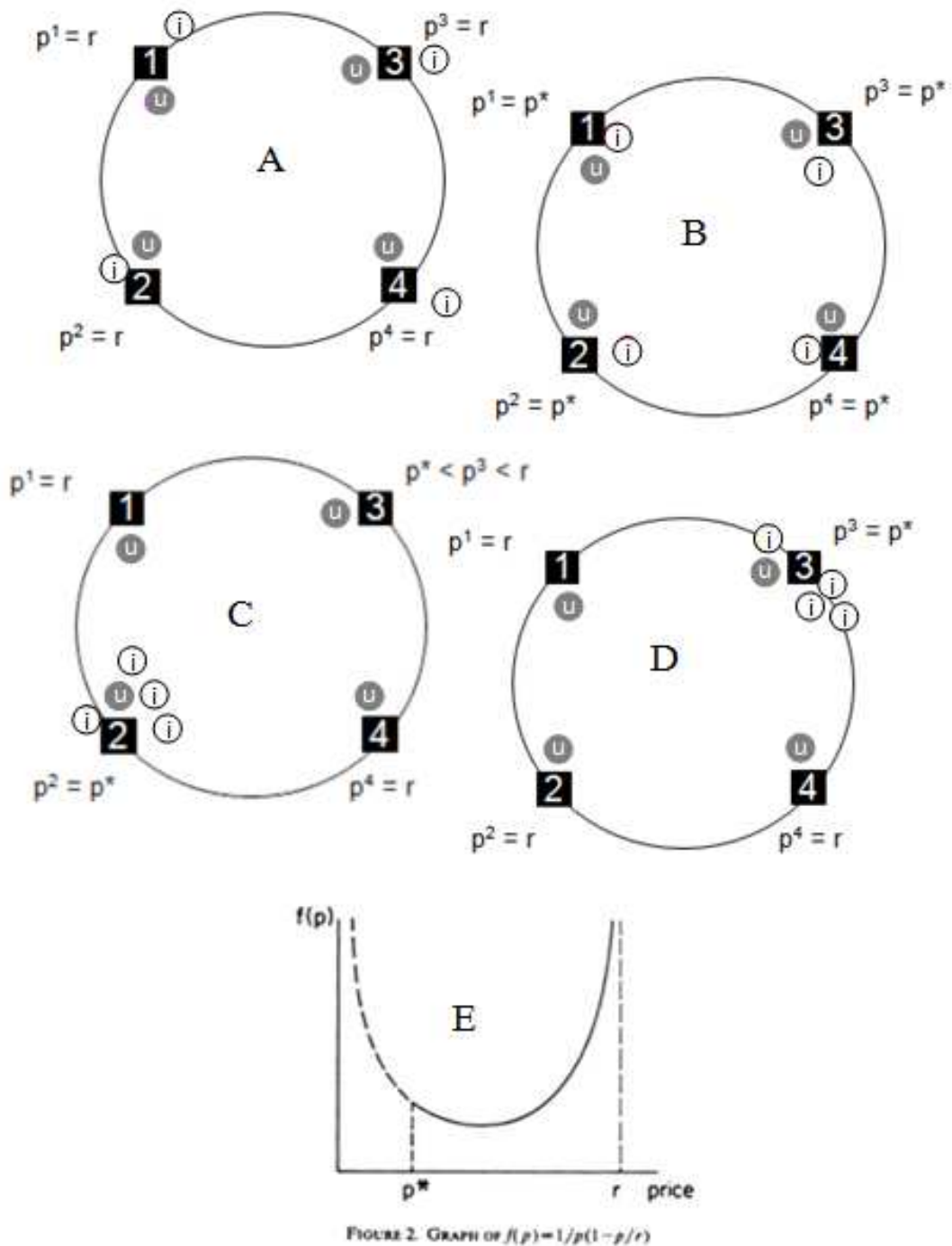
„We use the term [...] [*price promotions*] to refer to a temporary reduction in the price of an item which is unrelated to cost changes. The price reduction is temporary in that consumers know that the retailer will raise his price in the near future“ (HOSKEN UND REIFFEN, 2001: 115).

Eines der zentralen Modelle zur Erklärung der zeitlichen Koordination von Sonderangeboten zwischen Geschäften ist das sogenannte *model of sales* von VARIAN (1980), dessen zentrale Annahmen und Interpretation im Folgenden vorgestellt werden. Es wird theoretisch dargelegt, warum Sonderangebote ein wesentlicher Grund dafür sind, dass das *law of one price* im deutschen LEH keine Gültigkeit hat (MÖSER, 2002).

Im *model of sales* von VARIAN (1980) existiert eine Reihe von Händlern, die alle nur ein gleiches Produkt anbieten. Eintrittsbarrieren der Händler im Markt existieren nicht. Alle Händler sehen sich einer großen Zahl von Konsumenten gegenüber, die jeweils eine Einheit des auf dem Markt gehandelten Produktes kaufen möchten. Ihre maximale Zahlungsbereitschaft (Reservationspreis) für das Produkt beträgt r . Die Geschäfte bieten das identische Produkt zu unterschiedlichen Preisen an. In Anlehnung an das Modell von SALOP UND STIGLITZ (1977) ist ein Teil der Konsumenten nicht über die Preise informiert (u) und wählt deshalb ungeachtet der Preisverteilung im Markt und zufällig eines der Geschäfte zum Kauf des Produktes, solange dort der Preis P des Produktes gleich oder kleiner dem Reservationspreis ist ($P \leq r$). Daneben existieren Konsumenten, die vollständig über die Preisverteilung im Markt informiert sind (i) und deshalb dort kaufen, wo das Produkt gerade am günstigsten angeboten wird. Den Händlern ist es in Anlehnung an SHILONY (1977) möglich, Preise zufällig gemäß einer Wahrscheinlichkeitsfunktion zu wählen bzw. zu variieren. Die Variation der Preise bzw. das Abweichen vom Reservationspreis r dient dabei zum Anlocken der informierten Konsumenten (Preisdiskriminierung ersten Grades). Die informierten Kunden werden nur angelockt, wenn das betreffende Geschäft tatsächlich den niedrigsten Preis P^* im Markt anbietet (Abbildung 3.A-D).

Das Angebot von P^* führt zu Gewinnen von 0; niedrigere Preise als P^* sind damit ausgeschlossen. Offeriert das Geschäft dagegen einen Preis $r > P > P^*$, kaufen nur die uninformierten Konsumenten in dem Geschäft ein. Bieten mehrere Geschäfte den niedrigsten Preise P^* an, verteilen sich die informierten Konsumenten gleichmäßig auf die Geschäfte. Durch diese Annahmen ergibt sich die in Abbildung 3.E dargestellte U-förmige Wahrscheinlichkeitsfunktion der Preise, in der dem Reservationspreis r eine höhere Wahrscheinlichkeit zugeordnet wird als dem niedrigsten Preis P^* .

Abbildung 3: Grafische Darstellung des *model of sales*



Quelle: eigene Darstellung nach VARIAN (1980)

Dieser zuletzt genannte Aspekt ist besonders wichtig und kommt auch dadurch zustande, dass das Angebot des niedrigsten Preises (von Sonderangeboten) die Umsätze bei uninformierten (loyalen) Konsumenten mindert. Diese kaufen zwar weiterhin im betreffenden Geschäft, zahlen jedoch nicht den regulären Preis r , sondern den niedrigen Preis P^* . Speziell, wenn Lagerhaltung für die Konsumenten möglich ist, spielt weiterhin die zufällige und von anderen Geschäften unabhängige Wahl des Preises eine entscheidende Rolle. Lerneffekte und daraus resultierende Lagerhaltung bzw. Konsumverzögerung werden durch die zufällige und unabhängige Verteilung der Preise verhindert.

Es existieren eine Reihe von Modellen, in denen das Auftreten von Sonderangeboten ebenfalls ursächlich auf den unterschiedlichen Informationsstand der Konsumenten zurückgeführt wird (HOSKEN UND REIFFEN, 2001 UND 2007, RICHARDS, 2006, LOY UND WEISS, 2009).³ Weitere Modelle zu Sonderangeboten bei lagerfähigen und verderblichen Produkten werden von CONLISK ET AL. (1984) und SOBEL (1984 und 1991) bzw. PESENDORFER (2002) formuliert. Die Modelle prognostizieren eine Art zyklische Preissetzung, bei der im Fall von PESENDORFER (2002) lange Perioden regulärer Preise von kurzen Sonderangeboten unterbrochen sind. Da die informierten Konsumenten auf Sonderangebote warten und in jeder Periode zusätzliche Konsumenten in den Markt eintreten, nimmt mit zunehmender Zeit seit dem letzten Sonderangebot – anders als im *model of sales* – die Wahrscheinlichkeit eines Sonderangebots zu (intertemporale Preisentscheidungen).

Das Modell von RICHARDS (2006) bezieht sich in erster Linie auf die Koordination von Sonderangebotsfrequenz und -höhe, wobei RICHARDS (2006) angibt, dass beide Größen Komplemente sind. Demnach sind Preisnachlässe i. d. R. bei häufig beworbenen (als Sonderangebot angebotenen) Produkten höher als bei selten beworbenen Produkten. LOY UND WEISS (2009) widerlegen diese Aussage und zeigen theoretisch, dass im Modell von RICHARDS (2006) Sonderangebotsfrequenz und -höhe keine Komplemente sind. Empirische Analysen bestätigen für den deutschen LEH bei Butter, dass Super- und Verbrauchermärkte entweder häufig Sonderangebote mit geringen Preisnachlässen oder selten Sonderangebote mit hohen Preisnachlässen anbieten (HANSEN, 2006).

HOSKEN UND REIFFEN (2001/2007) ergänzen die bisherigen Studien, indem sie berücksichtigen, dass Händler nicht nur ein Produkt, sondern mehrere anbieten; es werden sogenannte Preisentscheidungen im Multiprodukt-Unternehmen (*multiproduct pricing decisions*) modelliert (siehe Abschnitt 2.3.3). Zentrale Ergebnisse sind, dass Sonderangebote bei verderblichen Produkten häufiger auftreten als bei nicht-verderblichen, jedoch Preisnachlässe bei letzteren höher ausfallen. Grundsätzlich treten Sonderangebote dem Modell zufolge innerhalb der Geschäfte bei verderblichen und nicht-verderblichen Produkten nicht gleichzeitig auf (negative Korrelation der Sonderangebote). Zur zeitlichen Koordination von Sonderangeboten innerhalb der Geschäfte erscheint es weiterhin plausibel, dass Lebensmitteleinzelhändler in einer Produktgruppe bewusst die Konkurrenz zwischen Marken vermeiden und deshalb Produkte innerhalb der gleichen Produktgruppe (z. B. Joghurt von Ehrmann und Bauer) nicht simultan als Sonderangebot anbieten (AGRAWAL, 1996).

WARNER UND BARSKY (1995) sowie CHEVALIER ET AL., 2003 setzen sich explizit mit der Frage auseinander, ob Sonderangebote z. B. vor Feiertagen und in Ferien vermehrt auftreten. Beide Studien geben Grund zu der Annahme, dass der Anteil von Sonderangeboten

³ Empirische Studien von VILLAS-BOAS (1995), LOY UND WEAVER (2006) sowie BAHADIR ET AL. (2007) überprüfen die Gültigkeit der Aussage des *model of sales* und kommen zu kontroversen Ergebnissen. Während VILLAS-BOAS (1995) die zufällige Verteilung der Preise ablehnen, finden LOY UND WEAVER (2006) sowie BAHADIR ET AL. (2007) Hinweise darauf, dass Sonderangebote zwischen den Geschäften zufällig verteilt sind.

zu Zeiten hoher Nachfrage signifikant höher ist als sonst. Insgesamt wird empirischen Studien zufolge ein Fünftel aller Preisänderungen bei Lebensmitteln durch Sonderangebote verursacht (HOFFMANN UND KURZ-KIM, 2006; HOSKEN UND REIFFEN, 2007).

2.3.2 Preisanpassungen

Preisanpassungen sind im Unterschied zu Sonderangeboten kosten- und/oder nachfrageinduzierte Preisänderungen. Sie werden deshalb auch als reguläre Preisänderungen bezeichnet. Das *law of one price* besagt, dass solche Preisänderungen bei homogenen Gütern synchron und proportional zueinander erfolgen (s.o.). Preisdaten im LEH belegen deutlich die Unzulässigkeit dieses Gesetzes, da homogene Produkte selbst in der gleichen Stadt und unter Berücksichtigung von Sonderangeboten zu einem gegebenen Zeitpunkt zu sehr unterschiedlichen Preisen verkauft werden (vgl. z. B. PESENDORFER, 2002). Ursachen dieser Beobachtung können auch verzögerte Preisanpassungen bzw. fehlende Preissynchronisation 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 Preisanpassungen definiert werden. Dieses liegt vor, wenn zeitlich gesehen Anpassungen der Preise rein zufällig erfolgen würden. Eine bewusste Asynchronisation der Preisänderungen zwischen Geschäften, wie sie von TAYLOR (1979, 1980) beschrieben wird, läge vor, wenn die Zahl der Preisänderungen pro Periode über eine Gruppe von Geschäften hinweg immer konstant, und zwar gleich der durchschnittlichen Preisänderungsrate, wäre. Dieser zuletzt beschriebene Zustand der bewussten Asynchronisation von Preisanpassungen wird im Weiteren in Abgrenzung zum *Staggering* (zufällige und unabhängige Verteilung der Preisänderungen) als *uniformes Staggering* bezeichnet.

Staggering

Staggering means the „lack of simultaneity [...] in timing of price changes across different stores for a given product. In most macroeconomic models (e.g., [...] FISCHER 1977) across-stores staggering implies more than mere lack of simultaneity; it also embodies the notion of ‘regular cyclicity’ in the response of price-setters to a shock“ (LACH UND TSIDDON, 1996: 1180).

DAVIS UND HAMILTON (2004) führen als wichtigste Ursache für die Verzögerung von Preisanpassungen die Ungewissheit der Anbieter über die Reaktion von Konkurrenten und Konsumenten an. Wenn Anbieter Preisanpassungen verzögern, so die Argumentation, bietet dies die Möglichkeit zum einen Informationen über Preisänderungen der Konkurrenten zu erhalten und zum anderen die Reaktion der Konsumenten auf diese Preisänderungen zu beobachten (BALL UND CECCHETTI, 1988, LEVY ET AL., 1998; DENNIS, 2008). BALL UND MANKIW (1994) nennen demgemäß als wichtigsten Bestimmungsfaktor für die Verzögerung von Preisanpassungen die Zeit, die Manager benötigen, um sich über die Notwendigkeit von Preisänderungen zu informieren und diese dann ggf. durchzuführen (s. a. BALL ET AL., 2005). ROTEMBERG (2005) argumentiert, dass Händler Preisanpassun-

gen so lange verzögern, bis sie erwarten, dass Konsumenten die Preisanpassungen als ‚fair‘ beurteilen. ROTEMBERG (2005) geht damit auf Befragungsergebnisse von Konsumenten und Experten (z. B. BLINDER ET AL., 1998) ein, wonach Konsumentenreaktionen auf Preiserhöhungen nur dann negativ sind, wenn diese als nicht gerechtfertigt beurteilt werden, wie bspw., wenn Preise von Benzin zur Urlaubszeit signifikant erhöht werden. Im Bereich des LEH sind solche als ‚unfair‘ geltenden Preisänderungen folglich untypisch (DEGRABA, 2006).

In Bezug auf asymmetrische Preisanpassungen gehen MEYER UND CRAMON-TAUBADEL (2004) auf den positiven Effekt von Marktmacht auf die Asymmetrie ein. Die Autoren erläutern, dass die Möglichkeit, Preisänderungen in Bezug auf Kostenänderungen der vorgelagerten Stufe oder von Konkurrenzpreisänderungen zu verzögern, ein Ausdruck von Marktmacht sein kann. Demnach sollten u. a. positive Preisänderungen stärker synchronisiert sein als negative.

Das Ausmaß der Synchronisation wird außerdem von Kostenänderungen bestimmt, die entweder alle oder nur einen Teil der Anbieter betreffen. Exogene Schocks (*common cost shocks*), die alle Händler in gleichem Maße und zur selben Zeit betreffen, wie bspw. Änderungen der Einkaufspreise von homogenen Gütern wie Milch, führen demnach zur Preissynchronisation. Kostenänderungen, die nur einen Teil der Anbieter betreffen (*idiosynkratische Schocks*), wenn bspw. Kostenunterschiede zwischen Ketten vorliegen, können unter bestimmten Bedingungen zu Staggering auf aggregierter Ebene führen (NAKAMURA ET AL., 2011). Innerhalb der betroffenen Kette 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 Multiprodukt-Unternehmen hat. Solche auch als variablen Kosten bezeichneten Preisanpassungskosten sind ein Anreiz für Lebensmitteleinzelhändler, Preisänderungen häufig, in kleinen Schritten und nicht zum gleichen Zeitpunkt durchzuführen (SLADE, 1999).

So leiten z. B. SHESHINSKI UND WEISS (1992) die Existenz 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 ist: $S - s > \beta$. Aus dem Modell wird u. a. abgeleitet, dass ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil der Preisanpassungen und dem Ausmaß der Synchronisation besteht. SLADE (1999) geht über den Einfluss von Preisanpassungskosten hinaus auf die Wirkung der Richtung der Preisanpassungen sowie auf den

Einfluss der Zahl der Anbieter im Markt ein. So führen Menükosten insbesondere bei notwendigen negativen Preisänderungen zu verzögerten Preisänderungen bzw. starren Preisen (Preisrigiditäten), wodurch angenommen werden kann, dass die Preissynchronisation ebenfalls durch die Richtung der Preisänderungen beeinflusst wird. Daneben ist das Ausmaß von Preisrigiditäten bei mehr Anbietern höher als im Fall eines monopolistischen Marktes. Wie bereits oben beschrieben, stellt damit die Reaktion auf die Konkurrenten einen zentralen Faktor im Preisanpassungsmechanismus dar.

Menu costs

By menu costs we refer to costs such as advertising and updating of price lists. 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). „Under menu costs, we consider costs are independent of the number of items in the price list [...] [(]extreme form of increasing returns to scale (,economies of scope‘)[)] [...]]. Under decision costs, we consider a constant return to scale technology, whereby each price change requires an adjustment cost” (ebd: 332).

Trotz der bspw. von DAVIS UND HAMILTON (2004) sowie von ZBARACKI ET AL. (2006) geäußerten bzw. zusammengefassten Kritik an der Relevanz bzw. Höhe von Menükosten im LEH, bleiben theoretische Ansätze, die auf der Existenz von Menükosten aufbauen, populär. So existieren sogenannte *state-dependent models*, die auf der Existenz von Menükosten beruhen und in denen Preisentscheidungen endogen sind, seit Jahren neben sogenannten *time-dependent models* (KLENOW AND KRYVTSOV, 2008). Letztere basieren auf der Idee, dass die Frequenz von Preisänderungen entweder wie bei TAYLOR (1979, 1980) exogen vorgegeben ist oder Preisänderungen nach CALVO (1983) zufällig verteilt sind. Neue Arbeiten von z. B. GAUTIER UND LEBIHAN (2010) verknüpfen beide Modellansätze, indem endogene, durch oben beschriebene (S,s)-Bereiche vorgegebene Preisänderungen sowie zufällig verteilte Preisänderungen den Preisanpassungsmechanismus beschreiben.

Aus makroökonomischer Sicht ist das Fehlen synchroner regulärer Preisanpassungen relevant, da Änderungen der Geldmenge nicht sofort durch Preis- bzw. Lohnanpassungen aufgefangen werden (TAYLOR, 1999). Einerseits führen Lohn- und Preisstaggering bei Inflation längerfristig zu veränderten (suboptimalen) Produktionsanreizen (z. B. CHRISTIANO ET AL., 2005). Andererseits führt fehlende Preissynchronisation zwischen Geschäften unter der Annahme von Informationskosten zu Wohlfahrtsverlusten (z. B. TOMMASI, 1991). Dabei ist es von größter Wichtigkeit, zwischen regulären Preisanpassungen und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zu unterscheiden. So kann generell angenommen werden, dass Sonderangebote zufällig und unabhängig zwischen den Geschäften verteilt sind (Abschnitt 2.3.1). NAKAMURA UND STEINSSON (2008) merken weiterhin an, dass ein Teil der Sonderangebote orthogonal zur makroökonomischen Situation auftreten kann. So können Lebensmitteleinzelhändler bei notwendigen Preiserhöhungen durch vermehrte Sonderangebote versuchen, die Zahl der geschäftstreuen Kunden zu erhöhen. Insgesamt sollte der Einfluss von Sonderangeboten auf Preisanpassungsprozesse im LEH groß sein, weil Sonderangebote eine hohe und überdurchschnittliche Bedeutung im Ver-

gleich zu anderen Handelsstufen oder Wirtschaftsbereichen haben. Die Berücksichtigung von Sonderangeboten stellt folglich speziell bei der Analyse von Preisanpassungsprozessen im LEH eine Herausforderung dar.

2.3.3 Preissetzungsstrategien

Wie in Abschnitt 2.1 erwähnt, werden im deutschen LEH grundsätzlich zwei Preissetzungsstrategien von Lebensmitteleinzelhändlern bzw. in Zusammenhang mit den Formaten unterschieden. Diese sogenannten *everyday low price* (EDLP) und *high low* (HiLo) Preisstrategien können dabei im Sinne von LAL UND RAO (1997) nicht als simple Preissetzungsstrategien, sondern eher als Positionierungsstrategien interpretiert werden, weil die Preissetzungsstrategien in engem Zusammenhang zur Service- und Kommunikationsstrategie stehen.

Everyday low price (EDLP) Strategie

Lebensmitteleinzelhändler, die einer EDLP Strategie folgen, bieten Produkte zu vergleichsweise niedrigen regulären Preisen an (LEVY ET AL., 1998). Sonderangebote werden nur selten eingesetzt. Begleitet wird die EDLP Strategie meist durch ein schmales, flaches Sortiment, ein geringes Serviceangebot und nur wenige Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays, Handzettel) (LAL UND RAO, 1997; CFDTTD, 2009). Eine klassische EDLP Strategie ist charakteristisch für Discounter und wird als wesentlicher Grund für ihren Erfolg in den vergangenen Jahren genannt (CFDTTD, 2009).

High low (HiLo) Preisstrategie

Die HiLo Preisstrategie beschreibt eine Preissetzungsstrategie, bei der das durchschnittliche Preisniveau vergleichsweise hoch ist – u.a. weil viele Herstellermarkenprodukte im Sortiment enthalten sind (LEVY ET AL., 1998). Lebensmitteleinzelhändler, die diese Strategie verfolgen, bieten einen Teil ihres Sortiments als Sonderangebot an.⁴ Diese auch als *loss leader pricing* bezeichnete Strategie stellt eines der wichtigsten Marketinginstrumente im deutschen LEH dar. Als *loss leader* werden meist Eckartikel verwendet (LAL UND MATUTES, 1994). Das Ziel dieser Strategie ist, dass diese überwiegend auch im Handzettel kommunizierten Sonderangebote Konsumenten in den Laden locken und diese Konsumenten zeitgleich andere Produkte zu regulären Preisen einkaufen (HESS UND GERSTNER, 1987). Dieses Ziel wird jedoch nicht immer erreicht. Das häufige bzw. regelmäßige Angebote von attraktiven Sonderangeboten (signifikanten Preisnachlässen) solcher *loss leader* birgt demnach die Gefahr, dass Konsumenten zielgerichtet nur Sonderangebote bzw. bestimmte Produkte nur im Sonderangebot kaufen (DRÈZE ET AL., 2004). Super- und Verbrauchermärkte müssen deshalb potenzielle Gewinnverluste trotz der temporär höheren Absätze beim einzelnen Produkt bei der HiLo Preisstrategie berücksichtigen (LEVY ET AL., 1998; WEBER UND ANDERS, 2007).

⁴ Die Sonderangebotspreise liegen häufig unterhalb der Listenpreise, teils sogar unterhalb der Kosten– wobei Untereinstandspreise gemäß § 20 des Gesetzes gegen Wettbewerbsbeschränkung (GWB) in Deutschland untersagt sind (BMJ, 2011).

Pricing strategies

“EDLP [...] [and HiLo] refer to the general pricing strategy followed by the retail chain. Under the EDLP strategy, the retailer's prices are low for extended periods of time, and therefore it will offer fewer promotional sales or discounts. Under the [HiLo] [...] pricing strategy, in contrast, the retailer's prices are higher, and the retailer tends to offer more frequent discounts through sales and promotions” (LEVY ET AL., 1997: 797).

Es wird an dieser Stelle abermals deutlich, dass es sich bei Preissetzungsstrategien der Lebensmitteleinzelhändler nicht um einzelne oder unabhängige Entscheidungen über Produktpreise handelt, sondern die Händler gezwungen sind, zeitgleich über viele Produktpreise zu entscheiden (*multiproduct pricing decisions*) bzw. Interdependenzen bei den Preisentscheidungen zu berücksichtigen (RICHARDS, 2006; HOSKEN UND REIFFEN, 2007). Ein niedriges Preisniveau und damit für die Konsumenten attraktives Preis-Leistungs-Verhältnis (Preisimage) kann somit sowohl durch EDLP als auch durch HiLo Preisstrategien realisiert werden. So erreichen Verbrauchermärkte laut Aussage des CfDDTD (2009) durch den häufigen Einsatz von *loss leaders* ein ebenso niedriges mittleres Preisniveau wie Discounter.

In engem Zusammenhang mit der unterschiedlichen Frequenz von Sonderangeboten in Discountern und dem übrigen LEH steht die differierende Bedeutung von Handels- und Herstellermarken in den genannten Formaten. Zum einen wird vielfach angenommen, dass Herstellermarken häufiger als Sonderangebot beworben werden als Handelsmarken (RAO, 1991; MÖSER, 2002; BERCK ET AL., 2008). Zum anderen ist der Anteil von Herstellermarken im Allgemeinen in Super- und Verbrauchermärkten höher als in Discountern (SCHMEDES, 2005). Die unterschiedliche Bedeutung der meist teureren (und teils als höherwertig wahrgenommenen) Herstellermarken kann ebenso wie der unterschiedliche Einsatz von Sonderangeboten in den genannten Formaten einen signifikanten Einfluss auf andere Bereiche der Preissetzung haben. In diesem Zusammenhang zu nennen sind das mittlere reguläre Preisniveau oder die psychologische Preissetzung.

2.3.4 Psychologische Preissetzung

Die absatzfördernde Wirkung von Sonderangeboten wird wie von HERRMANN ET AL. (2002) nachgewiesen durch eine Reihe von Verkaufsförderungsmaßnahmen wie Handzettel oder Displays unterstützt. Es wird dagegen kontrovers diskutiert, ob auch die psychologische Preissetzung einen ebensolchen positiven Einfluss auf die Absatzwirkung von Sonderangeboten ausübt (Abschnitt 4.B).

Psychologische Preissetzung wird in diesem Zusammenhang als Preisgestaltung verstanden, die bewusst an der absoluten und relativen Preiswahrnehmung sowie der Preisbeurteilung der Konsumenten orientiert ist (SIMON UND FASSNACHT, 2008). So hat der Preis u. a. über die wahrgenommene Preisfairness einen starken Einfluss auf die Kundenzufriedenheit und folglich auf die Kundenbindung (Loyalität) zum Produkt und zum Geschäft (MÖSER UND HERRMANN, 2006). Die Grundannahme der psychologischen Preissetzung ist, dass neben der Wahl des Preisniveaus die Gestaltung der Preisendungen einen direk-

ten Einfluss auf die Preiswahrnehmung hat (SCHINDLER, 1984; STIVING UND WINER, 1997). Indirekt werden durch die psychologische Preissetzung die Kaufwahrscheinlichkeit und damit der Absatz positiv beeinflusst.

Primär auf 9 endende Preise werden in diesem Zusammenhang in der Literatur hervorgehoben, während die Wirkung anderer z. B. auffälliger Preisendungen oder runder (auf 0 endender Preise) nur am Rande diskutiert wird (LAMBERT, 1975; MÖSER UND HERRMANN, 2006; HERRMANN UND MÖSER, 2006; SCHINDLER, 2006; FENGLER UND WINTER, 2007).⁵ Grund hierfür ist, dass nur für auf 9 endende Preise sogenannte Niveaueffekte angenommen werden. Demnach führen 9er Preisendungen höhere Absätze herbei als unmittelbar darüber und darunter liegende Preise. Es wird angenommen, dass Preisurteile auf Basis der von links ersten ungleichen Ziffern getroffen werden (THOMAS UND MORWITZ, 2005). Auf der einen Seite stellen 9er Preisendungen Preisschwellen dar, bei denen Absatzsteigerungen bei Preissenkungen von z. B. 50 Cent auf 49 Cent stärker ausfallen als durch die Preissenkung c. p. zu erwarten (geknickte Preis-Absatz-Funktionen). Auf der anderen Seite lautet ein Argument für das Setzen von auf 9 endenden Preisen, dass Konsumenten solche Preise als preisgünstig (und/oder als Sonderangebote) wahrnehmen (STIVING, 2000; MÜLLER-HAGEDORN UND WIERICH, 2005b). Infolge dieser zuletzt genannten preisbezogenen Image-Effekte würde eine zusätzliche absatzsteigernde Wirkung von auf 9 endenden Preisen auch gegenüber darunter liegenden Preisen resultieren (BIZER UND SCHINDLER, 2005; BASU, 2006). ANDERSON UND SIMESTER (2003) äußern dagegen die Vermutung, dass dieser Image-Effekt der 9er Preisendungen durch die Überrepräsentanz der 9er Preisendungen abgeschwächt wird. Die Autoren äußern die Vermutung, dass gerade in Kombination mit anderen Sonderangebotshinweisen ein Abweichen von 9er Preisendungen lukrativ erscheinen kann (DILLER UND BRIELMAIER, 1996; EL SEHITY ET AL., 2005).

Mögliche Alternativen stellen aus theoretischer Sicht runde oder auffällige Preise dar (s. a. MÜLLER-HAGEDORN UND WIERICH, 2005a; SCHINDLER, 2006). Runde Preise werden als Qualitätsindikatoren diskutiert und könnten deshalb bei regulären Preisen und/ oder bei Sonderangeboten eine positive Absatzwirkung haben (STIVING, 2000; ALLEN UND DARE, 2004). Sie gelten außerdem als ehrlicher und einfacher (BRAY UND HARRIS, 2006). Auffällige Preisendungen, z. B. 88, können dazu genutzt werden, die Aufmerksamkeit und damit die Wahrnehmung von Preisinformationen zu erhöhen, weshalb sie vermutlich in den vergangenen Jahren häufig in Kombination mit Sonderangeboten beobachtet werden konnten (SCHINDLER, 2006).

Neben der Hypothese, dass Sonderangebote die Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung beeinflussen, kann analog zu HERRMANN ET AL. (2002) die Hypothese formuliert werden, dass formatspezifische Unterschiede der Absatzwirkung berücksichtigt werden müssen. Darüber hinaus können die Markenstärke (Bekanntheit der Marke bzw.

⁵ Als auffällige Preisendungen hier sich wiederholende Ziffern (umgangssprachlich als ‚Schnapszahlen‘ und in der Mathematik als ‚*Repdigits*‘ bezeichnete Preisendungen) sowie 69er bzw. 96er Endungen bezeichnet.

Markentreue) und die Unterscheidung zwischen Hersteller- und Handelsmarken bei der Untersuchung der gemeinsamen Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung von Bedeutung sein (KROLL, 2000). Dies erscheint u. a. deshalb plausibel, da bei Handelsmarken die Preisgünstigkeit und damit vermutlich auf 9 endende Preise stärker im Vordergrund stehen als bei Herstellermarken. Daher kann auch die Absatzwirkung von 9er Preisendungen eine andere sein als bei Herstellermarken, mit denen tendenziell höhere Qualität assoziiert werden kann bzw. soll.

2.4 Zwischenfazit

Der deutsche LEH ist durch eine hohe Konzentration, aber gleichzeitig durch einen starken Preiswettbewerb gekennzeichnet. Das Setzen von Sonderangeboten stellt dabei eines der zentralen preislichen Wettbewerbsinstrumente dar. Die Sonderangebotsfrequenz ist u. a. ein konstituierendes Merkmal der beiden zentralen Preissetzungsstrategien im LEH. Während sich Discounter durch eine EDLP Strategie am Markt profilieren, bieten die oft als traditionell bezeichneten Formate (Super- und Verbrauchermärkte) relativ höhere reguläre Preise, aber viele Sonderangebote an, um im Mittel ein niedriges Preisimage zu erzeugen. Dies erscheint insofern besonders auf dem deutschen Markt wichtig, weil deutsche Konsumenten als überaus preissensibel gelten. Die wachsende Bedeutung (und Marktmacht) von Discountern kann außerdem als Argument dafür angesehen werden, dass Super- und Verbrauchermärkte sich stark an der Preissetzung der Discounter orientieren. Diese Hypothese der Preisführerschaft der Discounter wird im dritten Beitrag (Abschnitt 4.C) aufgegriffen. Unter Berücksichtigung des dargestellten Multiprodukt-Charakters von Preisentscheidungen wird ein Konzept des intra- und interformat Preiswettbewerbs entwickelt und empirisch untersucht. Gemäß der Annahme des *loss leader pricing* wird ein signifikanter Einfluss von Sonderangeboten auf die Gestaltung des Preiswettbewerbs angenommen (Abschnitt 3.4.3 und 4.C).

Neben Sonderangeboten existieren weitere preisliche Verkaufsförderungsmaßnahmen, wie die psychologische Preissetzung. Die gemeinsame Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung wird im zweiten Beitrag (Abschnitt 4.B) näher untersucht. Während Experimente deutlich belegen, dass auf 9 endende und auffällige Preisänderungen, wie 88, deutlich positiv auf den Absatz wirken, kann diese Wirkung in empirischen Studien nicht belegt werden. Als möglicher Grund für die geringen Effekte der psychologischen Preissetzung wird die Vernachlässigung wechselseitiger Absatzwirkungen von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung genannt. Neben dieser Hypothese wird im zweiten Beitrag Abschnitt 4.B der Frage nachgegangen, welche Preisendungen positiv auf den Absatz wirken und ob Unterschiede der Vorzüglichkeit bestimmter Preisendungen bei regulären Preisen und Sonderangeboten existieren. Unterschiede der Wirkungsweise in Abhängigkeit der Formate und zwischen Hersteller- und Handelsmarken erscheinen außerdem plausibel und werden deshalb bei der Analyse berücksichtigt.

Insbesondere im Rahmen der Analyse von Preisanpassungen kann die adäquate Berücksichtigung von Sonderangeboten von immanenter Wichtigkeit sein. Im Rahmen des ersten und vierten Beitrages (Abschnitt 4.A und 4.C) zur Preissynchronisation im deutschen bzw. im deutschen und amerikanischen LEH wird deshalb der Einfluss von Sonderangeboten auf das Ausmaß der Preissynchronisation untersucht. Es wird hinterfragt, welche weiteren Faktoren die Synchronisation von Preisanpassungen bei ausgewählten Eckartikeln beeinflussen können. Eckartikel stehen im Fokus des Preiswettbewerbs und können Konsumenten als Indikatoren für das Preisniveau der Geschäfte dienen. Neben format- und produktspezifischen Unterschieden (Markenstärke, Hersteller- oder Handelsmarken) der Preissynchronisation können beim Vergleich des deutschen und des amerikanischen Marktes länderspezifische Abweichungen untersucht werden, die vermutlich durch Unterschiede des makroökonomischen Umfelds (z. B. Inflation) verursacht werden.

Der nachfolgende Abschnitt 3 beinhaltet allgemeine Erläuterungen zu den Methoden, die zur Messung des Preiswettbewerbs in Abschnitt 4 eingesetzt werden. Zusatzinformationen und Beispiele in Abschnitt 3 ergänzen die Darstellung der Methoden in den jeweiligen Beiträgen (Abschnitt 4.A-4.D).

3. Methoden zur Messung des Preiswettbewerbs

Um ein besseres Verständnis für das Preissetzungsverhalten deutscher Lebensmittel-einzelhändler zu erlangen und die Gestaltung des Preiswettbewerbs im deutschen LEH beschreiben zu können, wird eine Reihe deskriptiver und analytischer Maße herangezogen, die im folgenden näher erläutert werden. Mithilfe dieser Maße wird zum einen ein Eindruck von der Preisverteilung im Hinblick auf die Gültigkeit des *law of one price* gewonnen. Zum anderen kann untersucht werden, ob das Preissetzungsverhalten der Formate sowie Handels- und Herstellermarken den in Abschnitt 2 formulierten Erwartungen entspricht. Von besonderer Bedeutung bei der Auswahl der Methodik ist die Berücksichtigung von Sonderangeboten. Es soll überprüft werden, ob und welchen Einfluss Sonderangebote (1.) auf den Preiswettbewerb (Abschnitt 4.C), (2.) auf Absätze bzw. die Absatzwirkung anderer preislicher Marketinginstrumente (Abschnitt 4.B) und (3.) die gemessene Preissynchronisation haben (Abschnitt 4.A und 4.D).

3.1 Verteilung und Variationen von Preisen

Zur Deskription der Preisverteilung werden die Maße Mittelwert, Standardabweichung (Varianz) und Variationskoeffizient verwendet (Übersicht 1).

In Ergänzung zu diesen Maßen wird die Variation der Preise in Anlehnung an LOY UND WEISS (2002) durch verschiedene Varianzzerlegungen beschrieben. Es wird dabei die Preisvariation zwischen den Geschäften und innerhalb der Geschäfte von der Preisvariabilität über die Zeit unterschieden. Die Kenngrößen werden im Folgenden kurz verbal und im Anhang zum Beitrag 4.A formal erläutert.

Übersicht 1: Deskriptive Maße zur Beschreibung der Preisverteilung

Maß	Formale Darstellung (Berechnung) ^a
Mittelwert der Preise	$\bar{p} = \frac{1}{TNM} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M p_{t,i,m}$
Absolute mittlere Preisänderungen	$\overline{\Delta p} = \left \frac{1}{TNM} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M \Delta p_{t,i,n} \right $
Standardabweichung	$\sigma_p = \sqrt{\frac{1}{TNM-1} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M (p_{t,i,n} - \bar{p})^2}$
Korrigierte Standardabweichung	$\sigma_p^* = \sqrt{\frac{1}{TNM-1} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M (p_{t,i,n} - \bar{p}_i)^2}$
Variationskoeffizient	$V = \frac{\bar{p}}{\sigma_p}$

a Verteilungsmaße jeweils für die jeweilige Produktkategorie angegeben, wobei alle Preise p individuell für jeden i-ten Artikel (Marken) (i=1,...,N) in jedem m-ten Geschäft (m=1,...,M) in die Berechnung der Kennzahlen eingehen.

Quelle: eigene Darstellung nach SACHS UND HEDDERICH (2006)

Die Variation zwischen den Geschäften wird mithilfe des Anteils der Preisvariation zwischen den Geschäften an der Gesamtvarianz der Preise gemessen und bezieht sich auf die Preisunterschiede zwischen den Geschäften zum selben Zeitpunkt. Die Preisvariation innerhalb der Geschäfte misst dagegen, in welchem Maße sich Preise von Produkten innerhalb von Geschäften zum selben Zeitpunkt unterscheiden. Während die Preisvariation zwischen und innerhalb von Discountern als besonders niedrig angenommen werden kann, kann die Preisvariation zwischen und innerhalb von Super- oder Verbrauchermärkten beträchtlich sein. Grund für diese Annahme ist, dass Discounter nur Niedrigpreisprodukte anbieten, wohingegen Super- und Verbrauchermärkte sowohl teurere Handelsmarken als auch Niedrigpreisprodukte im Sortiment führen. Sonderangebote sollten nicht nur auf die Preisvariation sondern auch auf die gemessene Preisvariabilität einen starken Einfluss haben. Letztere gibt an, in welchem Maße die Schwankungen der Einzelpreise über die Zeit zur Gesamtvarianz aller Preise beitragen. Wenn Preise über die Zeit nicht verändert werden, ist folglich der Anteil der Preisvariabilität an der Gesamtvarianz von 0 %.

Eine weitere Aussage zur Gleichheit der Preissetzungsstrategien bzw. zur Ausgestaltung des Preiswettbewerbs wird mithilfe von Kontingenzanalysen bzw. Homogenitätstests gemacht. Im Rahmen dieser Untersuchung werden solche Tests bspw. angewendet, um Informationen über die Verteilung von Preisendungen zu erhalten. Auch hierbei soll der Einfluss von Sonderangeboten ermittelt werden, indem überprüft wird, ob die Preisendungen mit und ohne Sonderangebote gleich verteilt sind. Die empirische Prüfgröße χ_K^2 berechnet sich dabei auf Basis der Felderhäufigkeiten in Tabelle 2, wobei als Nullhypothese die Gleichverteilung aller Preisendungen (Formel 2) bzw. die gleiche Verteilung bei regulären Preisen und Sonderangeboten (Formel 3) formuliert wird:

Test auf Gleichverteilung der Preisendungen bei allen Preisen:

$$(2) \quad \chi_K^2 = \sum_{i=1}^{N=10} \left\{ \frac{(a_i - e_i)^2}{e_i} \right\}, \chi_K^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(N - 1)$$

Test auf gleiche Verteilung der Preisendungen bei regulären Preisen und Sonderangeboten:

$$(3) \quad \chi_K^2 = \sum_{i=1}^{N=10} \left\{ \frac{(a_i - b_i)^2}{b_i} \right\}, \chi_K^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(N - 1)$$

Tabelle 2: Schematische Darstellung einer Kontingenztafel zur Häufigkeitsanalyse von Preisendungen

Preisendungen (N=1000)	Reguläre Preise (N=900)	Sonderangebote (N=100)	Erwartete relative Häufigkeiten bei Gleichverteilung
1	a ₁	b ₁	e ₁
9	a ₉	b ₉	e ₉
0	a ₁₀	b ₁₀	e ₁₀

Quelle: Eigene Darstellung

Im einfachsten Fall kann mithilfe dieses Homogenitätstests ermittelt werden, ob Preisendungen gleich häufig auftreten oder einzelne Preisendungen (z. B. Preisendungen, die auf die Ziffern 5 oder 9 enden) signifikant häufiger auftreten als die übrigen Preisendungen (Formel 2). Darüber hinaus dient die Teststatistik dazu zu überprüfen, ob Preisendungen z. B. bei regulären Preisen und Sonderangeboten gleich verteilt sind (Formel 3). Kann hier die Nullhypothese mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % abgelehnt werden, bedeutet dies, dass bei Sonderangeboten die Häufigkeiten der Preisendungen signifikant anders verteilt sind als bei regulären Preisendungen. Zusätzlich zu diesen Kontingenzanalysen werden Konzentrationsraten der zwei häufigsten Preisendungen (CR2) angegeben (HERRMANN UND MÖSER, 2006). Tritt z. B. die Ziffer 9 (40 % aller Preisbeobachtungen) am häufigsten und die Ziffer 5 am zweithäufigsten (15 % aller Preisbeobachtungen) auf, wäre die Konzentrationsrate CR2 = 55 %.

Um nicht nur die Verteilung und die Variation der Preise, sondern auch den Einfluss von Sonderangeboten auf beide Größen zu erfassen, werden die oben beschriebenen Analysen auf alle Preise und Preise ohne Sonderangebote bzw. reguläre Preise und Sonderangebotspreise angewandt. Darüber hinaus geben der Anteil der Sonderangebote an allen Preisbeobachtungen sowie der Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisen Auskunft darüber, welche Bedeutung Sonderangebote bei den betrachteten Produkten haben (z. B. HOFFMANN UND KURZ-KIM, 2006). Je höher der Anteil der Sonderangebote an allen Preisen oder je höher der Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen, desto größer sollte der Einfluss der Sonderangebote auf die Preisgestaltung sein.

3.2 Identifikation von Sonderangeboten

„Not surprisingly, there is an ongoing debate in the literature about how to define a [...] [price promotion]”

(EICHENBAUM ET AL., 2008: 6).

Zur Identifikation von Sonderangeboten ist es notwendig, Kriterien für die Höhe und die zeitliche Dauer von Sonderangeboten festzulegen. Während CHEN ET AL. (2008) in diesem Kontext annehmen, dass Sonderangebote von Konsumenten nur als solche wahrgenommen werden, wenn der Preisnachlass größer als 6 % ist, wird in einer Vielzahl von empirischen Studien als minimale Grenze für Sonderangebote eine Preisreduktion um 5 % angenommen (HANSEN, 2006). Dies scheint insofern gerechtfertigt, als dass gemäß RICHARDS (2006) unterschiedliche Auslöseschwellen für Sonderangebote (5 %, 10 %, 25 %) keinen signifikanten Einfluss auf die Ergebnisse seiner Untersuchung haben. Eine Ursache dieser widersprüchlichen Angaben kann außerdem die Definition des Referenzpreises sein, auf den sich der prozentuale Preisnachlass bezieht. Während bspw. die MADAKOM (2002) und SIG (2010) den zuletzt länger als vier bzw. sechs Wochen gültigen Preis als Referenzpreis deklarieren, verwendet AGRAWAL (1996) den mittleren regulären Preis. EICHENBAUM ET AL. (2008) sowie MIDRIGAN (2011) benutzen den Modus in einem bestimmten Intervall (z. B. im Quartal) als Referenzpreis, wohingegen RAJU ET AL. (1990) den höchsten vorkommenden Preis gebraucht. Die zuletzt genannte Definition erscheint insofern nicht gerechtfertigt, als dass es auch zu temporären Preiserhöhungen kommen kann, wodurch der Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen deutlich überschätzt würde. Dies könnte zu einer Fehleinschätzung des Einflusses von Sonderangeboten sowohl auf die gemessene Preissynchronisation als auch deren Absatzeffekte führen. Alternativ erscheint es plausibel, Sonderangebote auf Basis ihrer intentionierten Absatzsteigerung zu definieren, wie bspw. von AGRAWAL (1996) vorgeschlagen. Dementsprechend werden alle Preisnachlässe als Sonderangebot angesehen, bei denen gleichzeitig Handzettelwerbung oder Displays beobachtet werden.

Auch über die Dauer von Sonderangeboten wird diskutiert. Überwiegend werden Gültigkeitszeiträume von Sonderangeboten von bis zu mehreren Wochen (vier bzw. sechs Wochen (MADAKOM, 2002; SIG, 2010) zugelassen, wohingegen Sonderangebote gemäß BLATTBERG UND LEVIN (1987) nur eine Woche dauern dürfen. Auch BILS AND KLENOW (2004) weisen nur solche Preisnachlässe als Sonderangebote aus, die nicht länger als eine Periode dauern; jedoch verwenden die Autoren monatliche Daten zur Analyse, so dass die Maximaldauer eines Sonderangebots auch hier vier Wochen beträgt. Des Weiteren muss hier nach einem Sonderangebot eine Rückkehr auf das alte (reguläre) Preisniveau beobachtet werden. VERHELST UND VAN DEN POEL (2010) definieren ebenso wie MIDRIGAN (2011) alle kurzfristigen Preisnachlässe ungeachtet ihrer Höhe als Sonderangebote und zeigen bei Variation der zugelassenen Dauer der Preisnachlässe (4, 6, 8 Wochen), dass die meisten Sonderangebote sehr kurzfristig sind. Sie entscheiden sich demgemäß dafür, Sonderangebote als Preisnachlässe mit unbestimmter Größe zu definieren, die bis zu vier Wochen unterhalb des Referenzpreises (Modus in einem festgelegten Intervall vor und

nach der Preissenkung) liegen. Die Autoren unterscheiden des Weiteren zwischen symmetrischen und asymmetrischen Sonderangeboten. Symmetrische Sonderangebote bezeichnen hierbei kurzfristige Preissenkungen, die wieder auf das Ausgangsniveau zurückkehren und asymmetrische Sonderangebote als kurzfristige Preisnachlässe, die nicht vollständig kompensiert bzw. überkompensiert werden. Außerdem wird die Konstanz der Preise während des Sonderangebots berücksichtigt, indem flexible Sonderangebotspreise von nicht-flexiblen unterschieden werden.

Die im Rahmen der vorliegenden Analyse verwendete Sonderangebotsdefinition orientiert sich in erster Linie an der Definition der MADAKOM (2002). Preisnachlässe von mehr als 5 %, die bis zu vier Wochen gültig sind, werden als Sonderangebote definiert. Die Sonderangebotspreise können dabei variieren und müssen nicht exakt auf das Ausgangspreisniveau zurückkehren; im Sinne von VERHELST UND VAN DEN POEL (2010) sind sie somit als flexible und asymmetrische Sonderangebotszustände zu bezeichnen. Die verwendete Definition weicht nur darin von der originalen Definition der MADAKOM (2002) ab, dass Sonderangebote wieder ausgeglichen werden müssen. Dieser Ausgleich findet statt, wenn der Preis nach dem Sonderangebot eine Höhe erreicht, die 95 % des Referenzpreisniveaus übersteigt. Die verwendete Definition wird daher in Tabelle 3 als ‚MaDaKom modifiziert‘ gekennzeichnet.

Tabelle 3: Korrelation der Sonderangebotsvariablen

	MaDaKom modifiziert	Alternative A	Alternative B	Alternative C
MaDaKom modifiziert^a	1,00			
Alternative C^b	0,78	1,00		
Alternative B^c	0,60	0,48	1,00	
Alternative A^d	0,57	0,60	0,36	1,00
MaDaKom	0,84	0,70	0,60	0,59

^a gewählter Algorithmus zur Identifikation der Sonderangebote: Sonderangebote sind Preisnachlässe von mind. 5 %, die bis zu vier Wochen gültig sind und im Anschluss der Preis wieder steigt; Referenzpreis meint den zuletzt vier Wochen in Folge gültigen Preis, ^b Sonderangebote sind Preisnachlässe von mind. 5 %, die genau eine Woche gültig sind und im Anschluss der Preis wieder steigt; Referenzpreis wie bei MaDaKom, ^c Sonderangebote sind Preisnachlässe von mind. 5 %, die bis zu vier Wochen gültig sind, Modus der Preise im Jahr als Referenzpreis, ^d Sonderangebote sind Preisnachlässe von mind. 5 %, die durch andere Verkaufsförderungsmaßnahmen unterstützt sind, Referenzpreis wie bei MaDaKom, ^e Sonderangebote sind Preisnachlässe von mind. 5 %, die bis zu vier Wochen gültig sind, Referenzpreis wie bei MaDaKom.

Quelle: eigene Darstellung nach MADAKOM (2002)

Nach der originalen Definition der MaDaKom (in Tabelle 3 als ‚MaDaKom‘ deklariert) müssen die Preisnachlässe überhaupt nicht wieder ausgeglichen werden. Dauert eine Preissenkung länger als vier Wochen, werden die ersten vier Wochen nach einer Preissenkung als Sonderangebot gekennzeichnet. Danach wird das niedrigere Preisniveau als neues reguläres Preisniveau ausgewiesen (MaDaKom, 2002). Vergleicht man die für die Analyse verwendete Definition mit alternativen Algorithmen, können starke Korrelationen beobachtet werden. Die Korrelation zwischen ‚MaDaKom‘ und ‚MaDaKom modifiziert‘ ist aufgrund ihrer Ähnlichkeit am höchsten. Die Korrelation zwischen der verwendeten Sonderangebotsdefinition ‚MaDaKom modifiziert‘ und der ‚Alternative A‘ ist

ebenfalls signifikant und mit einem Wert von 0,78 sehr hoch. Bei letzterer werden nur einwöchige Preisnachlässe als Sonderangebot identifiziert, die nach einer Periode wieder ausgeglichen werden.

Als Referenzpreis wird für alle bisher beschriebenen Algorithmen der zuletzt vier Wochen in Folge gültige Preis verwendet. Ein Vergleich von ‚MaDaKom modifiziert‘ mit ‚Alternative B‘ zeigt, dass die Wahl eines anderen Referenzpreises, hier der Modus des Preises im Jahr, eine recht starke Wirkung auf die Auswahl der Sonderangebotspreise hat. Die Korrelation liegt mit 0,6 niedriger und fast so niedrig wie die Korrelation zur ‚Alternative C‘. Bei dieser werden nur solche Preisnachlässe als Sonderangebote identifiziert, bei denen auch andere Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays, Handzettel, persönliche Verkaufsförderungsmaßnahmen im Laden oder Plakate) beobachtet werden. Insgesamt ist die Korrelation der gewählten Sonderangebotsdefinition ‚MADAKOM modifiziert‘ zu alternativen Algorithmen größer als zwischen alternativen Algorithmen untereinander. Dies könnte als Hinweis auf die gute Eignung der gewählten Sonderangebotsdefinition gewertet werden.

3.3 Konzepte zur Messung der Preissynchronisation

Die nachfolgend vorgestellten Tests und Messgrößen finden in Abschnitt 4.A bzw. 4.D Verwendung. Das vorliegende Kapitel dient insbesondere dazu, die in Abschnitt 4.D vorgeschlagenen Modifikationen der Synchronisationsmaße zu begründen und die Vorteile der modifizierten Größen anhand von Simulationsergebnissen zu belegen.

Die zeitliche Synchronisation von Preisanpassungen zwischen M Geschäften (beim i -ten Produkt, $i = 1, \dots, N$, hier $N = 1$) kann mithilfe der Anzahl der Preisänderungen Mp_t oder des Anteils p_t der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen bzw. dessen Standardabweichung s_{p_t} bestimmt werden (LACH UND TSIDDON, 1992). Grundlegender Gedanke ist hierbei, dass die Standardabweichung des Anteils der Preisänderungen bei uniformem Staggering gleich Null ist, während sie bei perfekter Synchronisation ihren Maximalwert erreicht. Im Fall von perfekter Synchronisation ändern entweder alle Geschäfte ($p_t = 1$) oder keine Geschäfte ($p_t = 0$) die Preise, während im Fall von Staggering die Preisänderungen über die Zeit gleich verteilt sind.

FISHER UND KONIECZNY (2000) wenden in diesem Kontext einen χ^2 -Homogenitätstest an (χ_{FK}^2), mit dem die Gleichverteilung der Anzahl der Preisanpassungen Mp_t über die Zeit getestet wird (s. a. Tabelle 3). Der modifizierte Test nach DIAS ET AL. (2005) berücksichtigt durch einen Korrekturfaktor die Limitation der beobachteten Anzahl der Preisänderungen Mp_t in einer Periode durch die Zahl der Geschäfte M . Inhaltlich ist diese Modifikation so zu interpretieren, dass der Test simultan die Gleichverteilung der Anzahl der Preisänderungen Mp_t und der unveränderten Preise $M(1-p_t)$ überprüft (Tabelle 4). Dieser Test wird in der vorliegenden Analyse verwendet, um grundsätzlich zwischen Synchronisation und Staggering der Preise zu unterscheiden:

$$(4) \quad \chi_D^2 = \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(Mp_t - M\bar{p})^2}{M\bar{p}} + \frac{(M(1-p_t) - M(1-\bar{p}))^2}{M(1-\bar{p})} \right\}, \quad \chi_D^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2(T-1).$$

wobei p_t dem Anteil der Preisänderungen in einer Periode t und \bar{p} dem mittleren Anteil der Preisanpassungen über alle T Perioden entsprechen.

Um das Ausmaß der Synchronisation der regulären und sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zu bestimmen, kann der FK-Index nach FISHER UND KONIECZNY (2000) verwendet werden. Dabei wird die empirisch ermittelte Standardabweichung s_{pt} gemäß Formel (5) in Relation zu ihren Erwartungswerten bei Synchronisation σ_{Syn} und Staggering σ_{Stag} gesetzt:

$$(5) \quad FK = \frac{\sigma_{Stag} - s_{pt}}{\sigma_{Stag} - \sigma_{Syn}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{M} \bar{p}(1-\bar{p})} - s_{pt}}{\sqrt{\frac{1}{M} \bar{p}(1-\bar{p})} - \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}, \quad -1 \leq FK \leq 1.$$

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 σ_{Stag} erst für $M \rightarrow \infty$ gegen Null strebt. Auf diese Weise wird eine Unterscheidung zwischen Staggering ($s_{pt} = \sigma_{Stag}$) und uniformem Staggering ($s_{pt} = 0$) ermöglicht. Ein positiver Wert des FK-Index kann als Anteil der Geschäfte interpretiert werden, die ihre Preisänderungen vollständig synchronisieren (Anteil der perfekt synchronisierten Preisänderungen). Ein Wert für FK von 0,5 impliziert vollständige (perfekte) Synchronisation bei einer Hälfte der Geschäfte, während die andere Hälfte Preise zufällig und unabhängig ändert. 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. So würde bspw. bei uniformem Staggering ($s_{pt} = 0$), nur zwei Geschäften und einem Anteil der Preisänderungen von 3 % $FK = \frac{0,118-0}{0,0118-0,167} = -2,41$ resultieren. Werte kleiner Eins werden im Rahmen der Ergebnisdarstellung in Abschnitt 4.A.4 als -1 angegeben und als perfektes uniformes Staggering interpretiert (siehe Formel 5).

DIAS et al. (2005) stellen den FK-Index in einer modifizierten Form (hier als FK_D bezeichnet) dar, bei dem der Erwartungswert der Standardabweichung bei Staggering gleich Null gesetzt wird. Dies entspricht dem Erwartungswert bei uniformem Staggering:

$$(6) \quad FK_D = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(p_t - \bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})} \right\}} = \frac{s_{pt}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}, \quad 0 \leq FK_D \leq 1.$$

Der Vorteil dieser Variante ist, dass sie in direktem Bezug zum oben dargestellten χ_D^2 steht (DIAS ET AL., 2005):

$$(7) \quad \chi_D^2 = \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(M - N\bar{p})^2}{M\bar{p}} + \frac{(M(1-p_t) - M(1-\bar{p}))^2}{M(1-\bar{p})} \right\} = MT \frac{s_{pt}^2}{\bar{p}(1-\bar{p})} = MT * FK_D^2.$$

Da außerdem gilt, dass $\chi_D^2 = \frac{\chi_{FK}^2}{(1-\bar{p})}$ und beide empirische Prüfgrößen dieselben kritischen Werte verwenden, führt die Verwendung von χ_{FK}^2 zu konservativeren Testentscheidungen. Die Nullhypothese des Staggering wird demgemäß auf Basis von χ_{FK}^2 und unter Verwendung der tabellarischen $\chi_{tab}^2(T-1)$ in weniger Fällen abgelehnt.

Bei der Verwendung des FK_D -Index ergeben sich jedoch zwei Limitationen. Die erste Limitation bezieht sich auf die Annahme, dass der Erwartungswert des Anteils der Preisänderungen über die verschiedenen Geschäfte hinweg derselbe ist. Während diese Aussage für reguläre Preisänderungen gelten kann, geben die charakteristischen Merkmale der Formate im deutschen LEH Grund zu der Annahme, dass der Erwartungswert des Anteils der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen zwischen den Formaten signifikante Unterschiede aufweist (vgl. Abschnitt 2.1 und 2.3.3). Die zweite Limitation ist, dass Werte für den FK_D -Index genau genommen nur vergleichbar sind, wenn die Anzahl der Geschäfte M über die verschiedenen Messungen hinweg konstant bzw. in den verschiedenen Stichproben gleich sind. Nachfolgend wird diskutiert, welche Folgen sich durch die Verletzung beider Annahmen ergeben und erörtert, welche Modifikationen des FK_D -Index nötig sind, um die resultierenden Ungenauigkeiten zu vermeiden.

Der Einfluss unterschiedlicher Anteile der Preisänderungen

Zur Illustration der ersten geschilderten Problematik wird die Verteilung der Standardabweichung unter der Nullhypothese (Staggering) simuliert und bei gleichen und ungleichen mittleren Anteilen der Preisänderungen in den Geschäften verglichen. Es werden hierzu zufällig verteilte binomialverteilte Zufallszahlen simuliert, wobei als Anzahl der Wiederholungen 10.000 gewählt wurde (Anhang 1). Die Ausprägung ‚1‘ eines Matrixelementes entspricht dabei einer beobachteten Preisänderung im m -ten Geschäft zum Zeitpunkt t . Die Ausprägung ‚0‘ der Zufallszahl in der Matrix spiegelt dagegen unveränderte Preise wider. Exemplarisch werden in Abbildung 4 die Verteilungen der Standardabweichung ($stdw_p$) bei konstantem Anteil der Preisänderungen (links) und verschiedenen Anteilen der Preisänderungen (rechts) gegenübergestellt. Nicht nur die Erwartungswerte der Standardabweichung unterscheiden sich demnach ($E[stdw_p|Staggering, \bar{p}_n = konst] = 0.158$ bzw. $E[stdw_p|Staggering, \bar{p}_n \neq konst] = 0.135$), sondern auch die Streuung und die Spannweite.

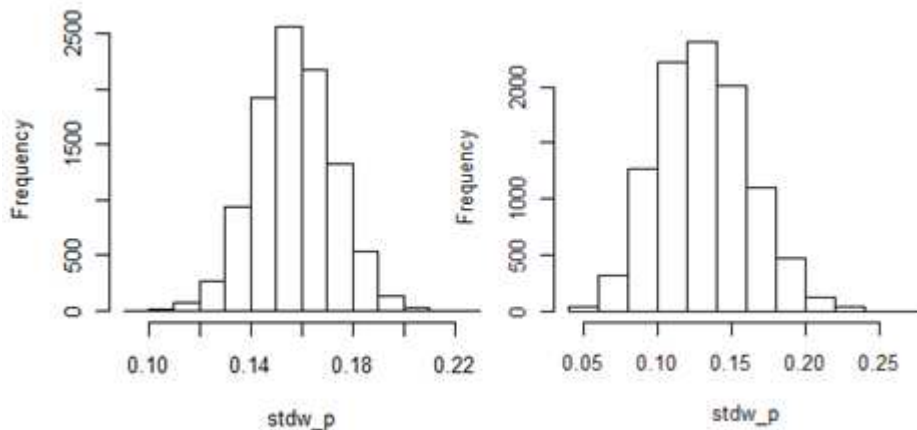
Um das Zustandekommen der verschiedenen Erwartungswerte der Standardabweichung zu erklären, betrachte man eine binomialverteilte Zufallsvariable

$$(8) \quad X \sim B(M, \bar{p}) \text{ mit } f(k) = \binom{M}{k} \bar{p}^k (1 - \bar{p})^{M-k} \text{ für } k = 1, \dots, M.$$

Der Erwartungswert dieser binomialverteilten Zufallsvariable entspricht dem Mittelwert; gleiches gilt für den Erwartungswert des Anteils der Preisänderungen $E\left(\frac{X}{M}\right)$ (SACHS UND HEDDERICH, 2006):

$$(9) \quad E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_M) = M\bar{p} \text{ oder } E\left(\frac{X}{M}\right) = \bar{p}.$$

Abbildung 4: Verteilung der Standardabweichung bei zufälliger Verteilung der Preisänderungen^a



^a links bei konstantem Anteil der Preisänderungen in allen Geschäften $p = 0,495$, rechts bei ungleich verteilten Anteilen der Preisänderungen $p = (0,09 \ 0,18 \ 0,27 \ 0,36 \ 0,45 \ 0,54 \ 0,63 \ 0,72 \ 0,81 \ 0,90)$. Berechnet und grafisch dargestellt auf Basis der in R programmierten Funktion `simstdw` (Anhang 1).

Für den Erwartungswert der Varianz gilt weiterhin:

$$(10) \quad \text{Var}(X) = \text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \dots + \text{Var}(X_M) = M\bar{p}(1 - \bar{p}),$$

wobei durch Umformung folgender Erwartungswert der Varianz des Anteils der Preisänderungen resultiert. Die Wurzel dieser Varianz entspricht dem oben verwendeten Erwartungswert der Standardabweichung bei zufälligem Staggering σ_{stag} :

$$(11) \quad \text{Var}\left(\frac{X}{M}\right) = \frac{1}{M}\bar{p}(1 - \bar{p}).$$

Die in Formel (10) durchgeführte Vereinfachung der Summe der Varianzen zu $M\bar{p}(1 - \bar{p})$ (bzw. in Formel (11) zu $\frac{1}{M}\bar{p}(1 - \bar{p})$) ist jedoch nur zulässig, wenn der Anteil der Preisänderungen über alle Geschäfte konstant ist ($\bar{p}_m = \bar{p}_n, m = 1, \dots, M, n = 1, \dots, M, m \neq n$).

Ist dagegen der Erwartungswert des Anteils der Preisänderungen über die Geschäfte hinweg nicht gleich ($\bar{p}_m \neq \bar{p}_n, m = 1, \dots, M, n = 1, \dots, M, m \neq n$), weil es sich um unterschiedliche Formate handelt, sollte der Erwartungswert der Gesamtvarianz des Anteils der Preisänderungen in der Stichprobe der Summe der Einzelvarianzen der Geschäfte entsprechen. Dieser ist gegeben durch:

$$(12) \quad \text{Var}\left(\frac{X}{M}\right) = \frac{1}{M}(\text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \dots + \text{Var}(X_M)) = \frac{1}{M}\sum_m^M \bar{p}_m(1 - \bar{p}_m).$$

Es wird daher vorgeschlagen, den aus dieser Varianz abgeleiteten Erwartungswert der Standardabweichung bei Staggering und unterschiedlichen Anteilen der Preisänderungen in den FK_D -Index einzubeziehen. Hierfür wird die Äquivalenz des Erwartungswertes der Standardabweichung bei perfekter Synchronisation und bei Staggering für $M = 1$ genutzt, wodurch der modifizierte Erwartungswert der Standardabweichung bei perfekter Synchronisation gegeben ist durch:

$$(13) \quad \sigma_{\text{syn}}^* = \sqrt{\sum_m^M \bar{p}_m(1 - \bar{p}_m)}.$$

D.h., in diesem Fall genügt die Modifikation des FK_D -Index in der folgenden Form:

$$(14) \quad FK_D^* = \frac{s_{pt}}{\sqrt{\sum_m^M \bar{p}_m(1-\bar{p}_m)}},$$

wobei \bar{p}_m den mittleren Anteil der Preisänderungen im jeweiligen m -ten Geschäft repräsentiert und als Sonderfall der bisher existierende FK -Index enthalten ist, wenn $\bar{p}_m = \bar{p}_n$ ($m = 1, \dots, M, n = 1, \dots, M, m \neq n$) gilt.

Um nun auf Basis des modifizierten FK_D^* -Index den Test auf Synchronisation durchzuführen, wird weiterhin vorgeschlagen, die proportionale Beziehung zwischen $\chi_D^2 \sim FK_D^2$ zu nutzen (Formel 16), wonach die empirische Testgröße sich für den modifizierten Test wie folgt ergibt:

$$(15) \quad \chi_D^{2*} = MT * FK_D^{*2}.$$

Da der modifizierte Erwartungswert der Standardabweichung σ_{Stag}^* kleiner als σ_{Syn} ist, führt c. p. die Verwendung des FK_D^* -Index zu einer empirischen Prüfgröße χ_D^{2*} , die dem Homogenitätstest insgesamt eine noch höhere Teststärke (*power*) verleiht als die Prüfgrößen χ_D^2 und χ_{FK}^2 . Um diese Aussagen zu verifizieren, werden wie oben Simulationen der Standardabweichung durchgeführt. Dabei werden kritische Werte der Standardabweichung über die größten bzw. kleinsten 5 % der simulierten Werte ermittelt und diese mit den tabellierten Werten $\chi_{tab}^2(T-1)$ verglichen. Rechtsseitige Tests dienen zum Testen auf Synchronisation (H_0 : Staggering, H_1 : Synchronisation). Linksseitige Tests dienen als Test auf uniformes Staggering (H_0 : Staggering, H_1 : uniformes Staggering). Signifikantes uniformes Staggering tritt jedoch in Untersuchungen zur Preissynchronisation im LEH praktisch nicht auf.

Die Ergebnisse in Tabelle 4 bestätigen die zuvor geäußerten Aussagen. Die Unterschiede der aus der Simulation der Standardabweichung std_w abgeleiteten Prüfgröße χ_D^{2*} und der zugehörigen tabellierten Werte $\chi_{tab}^2(T-1)$ sind für große Stichproben MT und nicht zu kleine Erwartungswerte des Anteils der Preisänderungen \bar{p} vernachlässigbar klein. Die meisten Autoren geben an, dass die tabellierten χ^2 -Werte gute Näherungen der exakten kritischen Werte darstellen, wenn die erwartete Häufigkeit nicht kleiner als 5 ist; d.h. $M \bar{p} \geq 5$ (BERKSON, 1940). Dieser Zusammenhang gilt folglich auch für die Testgröße χ_D^{2*} auf Basis des modifizierten FK_D^* -Index.

Tabelle 4: Ergebnisse zur Simulation (Standardabweichung und Signifikanz)

T	σ_{syn}	σ_{syn}^*	stdw_p ^a ($\alpha=0.1$)	stdw_p ($\alpha=0.05$) ^a	stdw_p ($\alpha=0.01$)	χ_D^2 ^c (stdw_p)	χ_D^{2*} ^d (stdw_p)	χ_{tab}^2 (T - 1)
Zahl der Geschäfte M = 50 (mittlerer Anteil der Preisänderungen $\bar{p} = 0.495$, $\bar{p}_n \neq \bar{p}_m$)								
10	0,500	0,428	0,082	0,087	0,097	15,25	18,55	19,02
100	0,500	0,428	0,067	0,069	0,714	90,95	129,80	128,42
Zahl der Geschäfte M = 10 (mittlerer Anteil der Preisänderungen $\bar{p} = 0.495$, $\bar{p}_n \neq \bar{p}_m$)								
10	0,500	0,428	0,184	0,195	0,217	15,16	20,69	19,02
100	0,500	0,428	0,150	0,154	0,159	90,55	123,60	128,42
Zahl der Geschäfte M = 10 (mittlerer Anteil der Preisänderungen $\bar{p} = 0.495$, $\bar{p}_n = \bar{p}_m$)								
100	0,500	0,500	0,175	0,179	0,185	123,21	123,21	128,42
Zahl der Geschäfte M = 10 (mittlerer Anteil der Preisänderungen $\bar{p} = 0.082$, $\bar{p}_n \neq \bar{p}_m$)^b								
100	0,272	0,275	0,097	0,100	0,105	131,78	135,09	128,42

^a ermittelt mithilfe der programmierten Funktion simstdw in R (Anhang 1), ^b Die Irrtumswahrscheinlichkeit α bezieht sich auf einen zweiseitigen Test. Die Werte für stdw_p geben den geschätzten Wert für die Standardabweichung an, bei dem 10 % der Beobachtungen über dem Wert liegen, ^c berechnet auf Basis von Formel (7) auf Basis von stdw_p ($\alpha=0,05$), ^d berechnet auf Basis von Formel (15) unter Verwendung von stdw_p ($\alpha=0,05$), ^e tabellarischer $\chi_{\text{tab}}^2(T-1)$ zum Signifikanzniveau $\alpha = 0,05$, zweiseitiger Test.

Der Einfluss der Anzahl der Geschäfte

Im Hinblick auf die Abhängigkeit des FK_D -Index von der Anzahl der Geschäfte M ergeben sich Probleme, weil es bei großen Unterschieden der Anzahl der Geschäfte nicht möglich ist, die Werte des FK -Index direkt miteinander zu vergleichen. So entspricht ein Wert von $FK_D = 6\%$ bei sechs Geschäften ($T = 20$) bereits Synchronisation, während dieser Wert bei zwölf Geschäften als Staggering (zufällige Preisverteilung) interpretiert werden muss. Abbildung 5 veranschaulicht diese Problematik und zeigt, dass selbst der Erwartungswert von FK_D bei Staggering (zufälliger Verteilung der Preisänderungen) von M abhängt, wobei gilt: $E[FK_D | \text{Staggering}] = M^{-1}$. Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass der ursprüngliche FK -Index nach FISHER UND KONIECZNY (2000) von dieser Problematik nur in geringem Ausmaß betroffen ist. So ist der Erwartungswert des ursprünglichen FK -Index bei Staggering unabhängig von M ($E[FK | \text{Staggering}] = 0$) (Abschnitt 4.A). Grund hierfür ist, dass der von der Anzahl der Geschäfte abhängige Erwartungswert bei Staggering in den Index einfließt (Formel 5).

Die Vergleichbarkeit von FK_D -Werten bei Messungen zwischen Stichproben mit unterschiedlich vielen Geschäften (vgl. Abschnitt 4.D) kann dagegen durch folgende Korrektur verbessert werden:

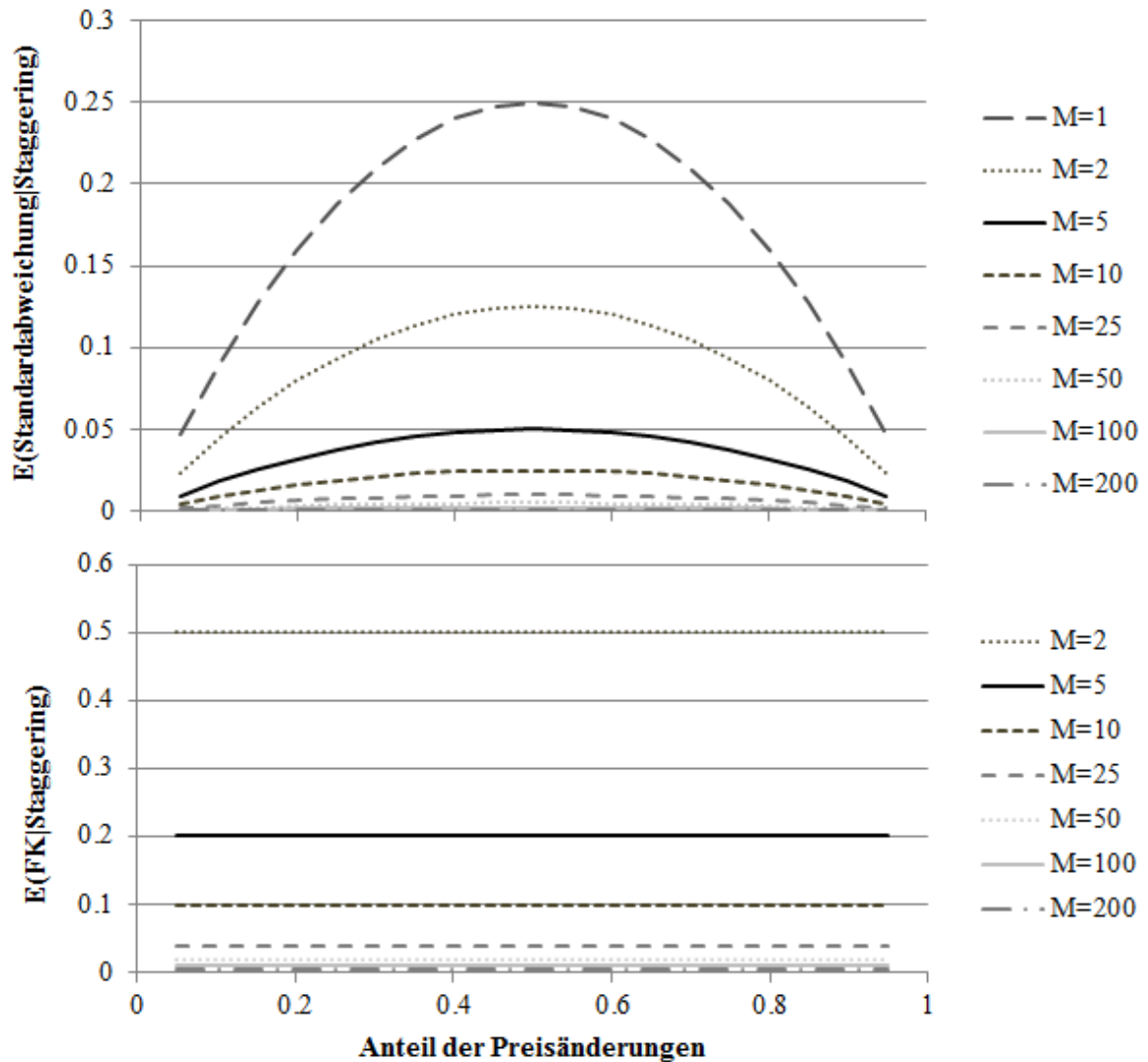
$$(16) \quad FK_D^{**} = \sqrt{\frac{M}{\bar{M}}} FK_D^*,$$

wobei M der Anzahl der Geschäfte in der jeweiligen Stichprobe entspricht. Als wählbare Normierungsgröße kann z. B. die mittlere Anzahl der Geschäfte in allen Stichproben \bar{M} verwendet werden. Der Zusammenhang des FK_D -Index mit der Prüfgröße χ_D^2 zeigt, dass

diese Modifikation keinen Einfluss auf den berechneten empirischen χ_D^2 -Wert hat und damit ein einheitlicher kritischer Wert für FK_D^{**} über die verschiedenen Stichproben mit unterschiedlicher Anzahl der Geschäfte hinweg existiert.

$$(17) \quad \chi_D^2(FK_D^{**}) = \bar{MT} * FK_D^{**2} = \bar{MT} * \frac{M}{M} FK_D^{*2} = MT * FK_D^{*2} = \chi_D^2(FK_D^*).$$

Abbildung 5: Erwartungswerte des FKD-Indizes bei Staggering^a



^a Es zeigt sich, dass der Erwartungswert des Anteils der Preisänderungen und von der Anzahl der Geschäfte M abhängt. Der Erwartungswert des FK_D -Index im unteren Teil der Abbildung korrigiert zwar für den Einfluss des Anteils der Preisänderungen, hängt aber von der Anzahl der Geschäfte M ab. Anmerkungen zur Berechnung der Größen siehe Formel (6).

Die modifizierten Maße FK_D^* und FK_D^{**} werden in Abschnitt 4.D zum Vergleich der Preis-synchronisation im deutschen und amerikanischen LEH verwendet und den Ergebnissen auf Basis des ursprünglichen FK-Index bzw. des FK_D -Index gegenübergestellt.

3.4 Dynamische Analysen anhand von Preisindizes

Wie u. a. von LOY UND WEISS (2002) und HOFFMANN UND KURZ-KIM (2006) gezeigt, erfolgt nur ein Teil der Preisanpassungen im deutschen LEH simultan (s. a. 4.A und 4.D). Während bei der Untersuchung der Preissynchronisation die Höhe der Preisänderungen keine Rolle spielt und der Einfluss intertemporaler Preisreaktionen nur am Rande durch die Variation der zeitlichen Beobachtungsintervalle einbezogen werden kann, widmet sich die dynamische Analyse anhand von Preisindizes diesen Themenbereichen. Der Preiswettbewerb zwischen Geschäften des deutschen LEH wird dabei auf Basis von Preisindizes gemessen, da diese als Proxy für das wahrgenommene Preisimage der Geschäfte dienen und damit valider als Preise von Einzelprodukten die Preissetzungsstrategie und Positionierung der Geschäfte im Wettbewerb widerspiegeln sollten (Abschnitt 2.3.3). Als Indikatoren für das Vorliegen und die Stärke des Preiswettbewerbs zwischen konkurrierenden Geschäften dienen in Abschnitt 4.C u. a. verschiedene Parameter, die wie nachfolgend beschrieben im Zuge der dynamischen Analyse von Interdependenzen der Preisindizes von Geschäften gewonnen werden können.

3.4.1 Preisindizes

Um den Preiswettbewerb zwischen konkurrierenden Geschäften auf Basis von Scannerdaten adäquat abzubilden, ist es notwendig, Preisindizes zu entwickeln, die möglichst vollständig und nicht verzerrt die Preisentscheidungen der Multiprodukt-Unternehmen abbilden – bzw. deren (wahrgenommenes) Preisniveau, da dieses als eine der drei zentralen Wettbewerbsdimensionen beschrieben werden kann (Abschnitt 4.C.2). Grundsätzlich sollten also Preise von relativ homogenen bzw. unveränderten Produkten, die in vielen Geschäften stetig und ohne große Produktdifferenzen verkauft werden, in den Preisindex einfließen. Diese Bedingungen der hohen Verfügbarkeit der Produkte und der Kontinuität der Datenreihen sollten für die meisten Eckartikel erfüllt sein, da diese von vielen Konsumenten in vielen Geschäften häufig bzw. stetig gekauft werden (Abschnitt 2.2). Demgemäß wird zur Auswahl der relevanten Produktgruppen in den Scannerdaten der MADAKOM (2002) methodisch so vorgegangen, dass im ersten Schritt alle Produkte ausgewählt werden, für die stetig (in mehr als 90 der 104 Wochen des Beobachtungszeitraums) Preisinformationen vorliegen. Im nachfolgenden Schritt wird der Datensatz auf Geschäfte reduziert, in denen dieselben Produkte über den gesamten Zeitraum verkauft werden. Im Hinblick auf die Fragestellung des Preiswettbewerbs zwischen und innerhalb der Formate erscheint es dabei sinnvoll gleiche Produkte auf Basis ihrer Produktkategorie (und nicht auf Basis ihrer EAN oder Marke) festzulegen. Denn nur so können auch Geschäfte in die Analyse einbezogen werden, die nur Handelsmarken oder spezielle (regionale) Herstellermarken anbieten.⁶ Wie in Tabelle 5 ersichtlich, ergeben sich bei dieser explorativen Vorgehensweise unterschiedlich große Datensätze an Geschäften bzw. Produkten.

⁶ Würde die Einheitlichkeit der Produkte auf Basis ihrer EAN gemessen, würden nur starke und deutschlandweit vertriebene Marken in die Analyse einbezogen werden, auf deren Basis vermutlich Preisindizes

Tabelle 5: Deskription der Preisindizes auf Basis unterschiedlicher repräsentativer Warenkörbe

Format	Discounter	Supermärkte	Verbrauchermärkte	Gesamt
1. Datensatz: 60 kontinuierlich verkaufte Produkte (breites Sortiment)				
Zahl der Geschäfte (Ketten)	0	0	14 (4)	14 (4)
Mittleres Preisniveau ^a (Variation [%])	n.v. ^c	n.v.	1,91 (11,49)	1,91 (11,49)
2. Datensatz: 46 kontinuierlich verkaufte Produkte (mittleres Sortiment)				
Zahl der Geschäfte (Ketten)	0	2 (2)	19 (4)	21 (5)
Mittleres Preisniveau (Variation [%])	n.v.	2,14 (8,84)	1,84 (18,06)	1,87 (17,68)
3. Datensatz: 24 kontinuierlich verkaufte Produkte (Basissortiment)				
Zahl der Geschäfte (Ketten)	19 (2)	25 (5)	36 (4)	80 (5)
Mittleres Preisniveau (Variation [%])	1.56 (10.37)	1.75 (14.31)	1.72 (19.84)	1.69 (16.96)
Mittleres Preisniveau 'discount range' ^c (Variation [%])	1.22 (6.65)	1.36 (15.35)	1.19 (15.33)	1.25 (14.93)

^a Das mittlere Preisniveau ohne nähere Bezeichnung entspricht in der Tabelle dem Preisniveau der meist verkauften Produkte, ^c nur im dritten Datensatz wurden auch Preisniveaus auf Basis der günstigsten Produkte der einbezogenen Produktkategorien berechnet, da nur hier Discounter im Datensatz enthalten sind, an deren Preisniveau das Discountrange der übrigen Geschäfte orientiert sein sollte, ^b nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH

Der erste Datensatz mit nur 14 Geschäften beinhaltet möglichst viele Produkte, wodurch dieser erste Preisindex auf einem sehr großen Warenkorb von 60 Produkten basiert (Tabelle 5). Bei diesen Geschäften handelt es sich ausschließlich um Verbrauchermärkte (BHATNAGAR AND RATCHFORD, 2004). Der zweite und dritte Datensatz hingegen umfassen weniger Produkte (46 bzw. 24), aber deutlich mehr (22 bzw. 80) Geschäfte. Zur Untersuchung des Preiswettbewerbs zwischen Formaten konzentriert sich die Analyse auf den dritten Datensatz, da nur hier Geschäfte aller Formate enthalten sind. Diese 24 Produkte des sogenannten Basissortiments werden in Anlehnung an CLEEREN ET AL. (2010) als die Schnittmenge des Angebots aller Formate oder als 'overlapping offerings' bezeichnet (Abschnitt 4.C.2).

Um die Annahme zu überprüfen, dass der Preiswettbewerb besonders stark zwischen Niedrigpreisprodukten ausgeprägt ist, werden für das Basissortiment zwei Preisindizes gebildet, einer basierend auf den meist verkauften Produkten der betrachteten Produktkategorien, der zweite basierend auf den Produkten mit dem niedrigsten mittleren Preis. In vielen Fällen handelt es sich bei diesen günstigsten Produkten tatsächlich um Handelsmarken, die vermutlich in direkter Preiskonkurrenz zu den entsprechenden Produkten in Discountern stehen (SCHMEDES, 2005). Vermutlich stehen die Niedrigpreisprodukte in größerer Preiskonkurrenz zueinander als die meist verkauften Produkte, die häufig Herstellermarken sind (s. a. Abschnitt 4.C). Formal wird der Preisindex des Geschäftes wie folgt dargestellt:

$$(18) \quad p_{i,t} = \sum_{n=1}^N w_n P_{i,t}^n .$$

berechnet würden, die vielmehr die Preisentscheidungen von Herstellern als die Preisentscheidungen der Lebensmitteleinzelhändler widerspiegeln.

Der Preisindex des i -ten Geschäftes ($i = 1, \dots, 80$) zu jedem Zeitpunkt $t = 1, \dots, 104$ wird dabei durch die Summe der gewichteten Preise der N Produkt-gruppen ($n = 1, \dots, N$) berechnet. Die Gewichtungsfaktoren w_n sind über die Zeit und über die Geschäfte hinweg konstant (Anhang zum Beitrag 4.A).

Die Vergleiche der mittleren Preisindizes über die Formate hinweg zeigen im dritten Datensatz deutlich, dass das Preisniveau der Niedrigpreisprodukte in allen Formaten im Mittel niedriger ist als das der meist verkauften Produkte. Die Variation der Preisniveaus zwischen den Geschäften ist für die Niedrigpreisprodukte sowohl innerhalb der Formate als auch zwischen den Formaten geringer als für die meist verkauften Produkte. Ungeachtet der Größe der analysierten Sortimentsausschnitte bestätigen die mittleren Preisniveaus fast ausnahmslos die Rangfolge der Preisniveaus nach SCHMEDES (2005), wonach Produkte in Verbrauchermärkten teurer als in Discountern sind aber günstiger als in Supermärkten. Die Rangfolge ist außerdem zeitunabhängig, obwohl deutliche Änderungen der Preisniveaus zu beobachten sind (LOY UND WEAVER, 2006). Die Interdependenzen dieser Preisbewegungen werden in Abschnitt 4.C mithilfe von Fehlerkorrekturmodellen untersucht.

3.4.2 Fehlerkorrekturmodelle

Ein sogenanntes Fehlerkorrekturmodell leitet sich aus der Existenz eines nicht-stationären Preisanpassungsprozesses ab, hier dargestellt als *autoregressive disturbed lag* ADL(1,1) Modell:

$$(19) \quad p_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 p_{i,t-1} + \lambda_2 p_{j,t} + \lambda_3 p_{j,t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

Das zugehörige Fehlerkorrekturmodell lautet:

$$(20) \quad \Delta p_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 (p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1}) + \beta_2 \Delta p_{j,t} + \sum_{k=1}^K \Gamma_i(L_k) \Delta p_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \Gamma_j(L_k) \Delta p_{j,t-k} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

wobei $\Delta p_t \equiv p_t - p_{t-1}$. Im vorliegenden Fall beschreibt damit $\Delta p_{i,t}$ die Änderungen des Preisindex im i -ten Geschäft und $\Delta p_{j,t}$ die Änderungen des Preisindex im j -ten Geschäft ($i = 1, \dots, M, j = 1, \dots, M, i \neq j$) zum Zeitpunkt t ($t = 1, \dots, T$). Des Weiteren repräsentiert $ect_{t-1} = (p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})$ die verzögerten Residuen des langfristigen Gleichgewichts, auf das nachfolgend noch näher eingegangen wird. Der Summand $\sum_{k=1}^K \Gamma(L_k) \Delta p_{t-k}$ beschreibt den Einfluss der Änderungen der Preisindizes in beiden Geschäften bis zur K -ten Vorperioden ($k = 1, \dots, K$). K wird auch als optimale Lagordnung bezeichnet und entspricht der Anzahl an Vorperioden, die in das Modell aufgenommen werden müssen, um verzögerte Reaktionen der Preisindizes vollständig abzubilden. Die geschätzten Parameter des ADL(1,1) Prozesses und des Fehlerkorrekturmodells stehen dabei in fester Beziehung zueinander, so gilt z. B. $\beta_1 = (\lambda_1 - 1)$ und $\beta_2 = \lambda_2$.

Wenn die Residuen ε_t ein sogenanntes weißes Rauschen darstellen und somit $E[\varepsilon_t] = 0$, $E[\varepsilon_t^2] = \sigma_\varepsilon^2$, $E[\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}] = 0$ für alle ε_t kann, gilt ein Fehlerkorrekturmodell als konsistent. Die

gesuchten Parameter können mithilfe der *Ordinary Least Squares* (OLS) Methode geschätzt werden. Um dies zu testen und das Modell vollständig zu spezifizieren, müssen eine Reihe von Tests durchgeführt werden. Diese beziehen sich auf die Stationarität sowie die Lagordnung der Preisindizes, ihren gemeinsamen Kointegrationsrang, die Richtung der Granger Kausalität sowie die Frage nach Asymmetrien bezüglich der Höhe und Geschwindigkeit der Preisanpassungen (s. a. Abschnitt 3.4.3).

Stationarität

Wir nehmen in Formel (19) und (20) an, dass es sich bei den Preisreihen um autoregressive Prozesse erster Ordnung (AR(1)) handelt, dass also der folgende Prozess für beide Preisreihen stationär ist:

$$(21) \quad \Delta p_{i,t} = \rho p_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k \Delta p_{i,t-1} + u_t.$$

Diese Annahme der Stationarität wird mithilfe des Augmented-Dickey-Fuller Tests getestet, wobei die Nullhypothese der Nicht-Stationarität (*unit root*) $H_0: \rho = 0$ gegen die Alternativhypothese der Stationarität $\rho < 0$ getestet wird (DICKY UND FULLER, 1979; SCHMIDT AND PHILLIPS, 1992). Um den Test in der oben dargestellten Form durchzuführen, muss zuvor die optimale Lagordnung K des autoregressiven Modells festgelegt werden. Hierfür stehen verschiedene Informationskriterien zur Verfügung. Im Rahmen der vorliegenden Analysen werden zur Identifikation der optimalen Lagordnung die Informationskriterien nach AKAIKE (1974) AIC und SCHWARZ (1978) SC verwendet:

$$(22) \quad AIC = \log \tilde{\sigma}_u^2(K) + \frac{2}{T} K, \quad \text{mit } \tilde{\sigma}_u^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t(K)^2$$

$$(23) \quad SC = \log \tilde{\sigma}_u^2(K) + \frac{\log T}{T} K,$$

wobei nach LUTKEPOHL (2005) auf Basis von AIC die optimale Lagordnung tendenziell überschätzt wird, während SC stärker konsistent ist; d. h. sicherer gegen den wahren Wert der optimalen Lagordnung konvergiert.

Kointegration

Um auszuschließen, dass es sich bei der Beziehung zwischen den Preisindizes nicht um eine sogenannte Scheinkorrelation (*spurious regression*) handelt, sondern eine ‚echte‘ Interdependenz vorliegt, wird ein Test auf Kointegration durchgeführt. Sind die Variablen kointegriert, ist dies gleichzusetzen mit der Existenz einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung. Diese wiederum stellt eine notwendige und dem Granger-Repräsentationstheorem zufolge eine hinreichende Bedingung für die Formulierung des oben dargestellten Fehlerkorrekturmodells dar (GUJARATI, 2003). Das Prinzip des Tests wird an dieser Stelle für den bivariaten Fall nach ENGLE UND GRANGER (1997) erklärt. Zuerst werden die Residuen des langfristigen Gleichgewichts mithilfe der OLS-Methode geschätzt:

$$(24) \quad p_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{j,t} + e_t \quad \text{ect}_t = p_{i,t} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t},$$

wobei die tatsächlichen Residuen des langfristigen Gleichgewichts durch e_t und die geschätzten Residuen durch ect_t repräsentiert sind.

Danach wird der oben beschriebene Augmented-Dickey-Fuller Test auf die Residuen angewendet, wobei zur Überprüfung der Hypothese spezielle kritische Werte existieren (ENGLE UND GRANGER, 1997):

$$(25) \quad \text{ect}_{i,t} = \rho \text{ect}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k \Delta \text{ect}_{i,t-1} + \omega_t .$$

Eine Kointegrationsbeziehung liegt somit vor, wenn die Residuen stationär sind, wenn also $\rho < 0$ ist. Im Rahmen der Analyse in Abschnitt 4.C wird der in StataSE 11 implementierte multivariate Test nach JOHANSEN (1988) durchgeführt, der es zusätzlich ermöglicht bei mehr als zwei interdependenten Variablen den Kointegrationsrang r ; d. h. die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen, zu bestimmen (HAMILTON, 1994; LÜTKEPOHL, 2005). Eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung kann im vorliegenden Fall angenommen werden, wenn $r = 1$.

Darüber hinaus existiert eine Vielzahl von Tests auf *Threshold* Kointegration zurückgehend auf (ENDERS UND GRANGER, 1998). Werden wie in Abschnitt 3.4.3 Asymmetrien der Preisanpassungsprozesse in Bezug auf die Anpassungsgeschwindigkeit angenommen, sollte die Existenz der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen auf Basis dieser Tests überprüft werden. Ein Beispiel hierfür ist der Test nach (ENDERS UND SIGLOS, 2001). Hier wird im ersten Schritt ein Test auf Kointegration durchgeführt und danach die Hypothese der Threshold Kointegration anhand des folgenden autoregressiven Prozesses getestet:

$$(26) \quad \text{ect}_{i,t} = I(\text{ect}_{i,t-1} \geq 0) [\rho^+ \text{ect}_{i,t-1}] + I(\text{ect}_{i,t-1} < 0) [\rho^- \text{ect}_{i,t-1}] + \sum_{k=1}^K \theta_k \Delta \text{ect}_{i,t-1} + \omega_t ,$$

wobei die Indikatorfunktion I in diesem Beispiel anzeigt, ob die exogenen Residuen positiv oder negativ sind. Der Threshold wird somit bei 0 erwartet. Kann abgelehnt werden, dass die geschätzten Parameter gleich sind ($\rho^+ = \rho^-$), sollte ein Fehlerkorrekturmodell mit mindestens einem Threshold angenommen werden.

Granger Kausalität

Um das in Formel (20) dargestellte Fehlerkorrekturmodell in der obigen singulären Form zu schätzen, ist es weiterhin notwendig festzulegen, welche der Preisreihen als exogen und welche als endogen definiert werden soll. Dabei wird auf das Konzept der sogenannten Granger Kausalität zurückgegriffen. Eine Variable x ist demnach Granger kausal zu y , „wenn zukünftige Werte von y unter Zuhilfenahme vergangener Werte von x besser, d. h. mit geringerer Fehlervarianz prognostiziert werden können als ohne Verwendung dieser Werte“ (KIRCHGÄSSNER UND WOLTERS, 2006: 85). Granger Kausalität beschreibt demnach keine ‚echte‘ Exogenität oder eindeutige kausale Wirkrichtung, sondern lediglich die Möglichkeit einer zeitlichen Abfolge der Daten. So wäre bspw. die Preisreihe des Geschäftes x Granger kausal für die Preisreihe des Geschäftes y , wenn Preisänderungen im Geschäft x zeitlich vor Preisänderungen des Geschäftes y durchgeführt werden. In Abschnitt 4.C werden Interpretationen zur Preisführerschaft der Discounter auf Basis des Tests abgeleitet, wobei die Ursächlichkeit, wie zuvor beschrieben, nur durch die temporäre Abfolge der Daten, nicht kausal, begründet ist.

Asymmetrien der kontemporären Anpassung

Horizontale Preisanpassungsprozesse im LEH, auch bezeichnet als Preistransmissionsprozesse, werden in der Mehrzahl der Fälle als asymmetrisch und damit nicht-linear beschrieben (z. B. AZZAM, 1999; PELTZMAN, 2000; CHEN ET AL., 2008). Die Asymmetrien können sich dabei entweder auf die Geschwindigkeit der Preisanpassungen, auf die Höhe der Preisanpassungen oder auf beide Größen beziehen (MEYER UND CRAMON-TAUBADEL, 2004). Bei der Modellierung der Preisinterdependenzen zwischen den Geschäften in Abschnitt 4.C können beide Formen von Asymmetrien auftreten und damit zur Präferenz von nicht-linearen Modellspezifikationen führen. Zur Überprüfung, ob signifikante und damit relevante Unterschiede der kontemporären Anpassung vorliegen, wird das folgende asymmetrische Fehlerkorrekturmodell geschätzt:

$$(27) \quad \Delta p_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1}) + \beta_2^+ \Delta p_{j,t}^+ + \beta_2^- p_{j,t}^- \\ \sum_{k=1}^K \Gamma_i(L_k) \Delta p_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \Gamma_j(L_k) \Delta p_{j,t-k} + \varepsilon_t,$$

Im Anschluss wird mithilfe eines Wald-Tests überprüft, ob die geschätzten Parameter β_2^+ und β_2^- gleich sind ($H_0: \beta_2^+ \leq \beta_2^-$) oder Asymmetrien vorliegen, bei denen z. B. für die Parameter gilt: $\beta_2^+ > \beta_2^-$ (WALD, 1943; GOULD, 1996; PELTZMAN, 2000). Die Nullhypothese der Gleichheit der Parameter kann jedoch auf Basis der Preisindizes durch den Wald-Test in der Mehrzahl der Fälle nicht abgelehnt werden ($\alpha = 0.05$). Asymmetrien in Bezug auf die Höhe der Änderungen der Preisindizes können damit abgelehnt werden.

3.4.3 Der Einfluss von Sonderangeboten

Während im Rahmen von Analysen der Preistransmission Sonderangebote konsequent aus der Analyse ausgeschlossen werden, scheint es im Rahmen der dynamischen Analyse des Preiswettbewerbs auf Basis von Preisindizes ratsam, Sonderangebote nicht aus der Analyse auszuschließen (Abschnitt 4.C).⁷ Sonderangebote haben einen wesentlichen Einfluss auf das wahrgenommen Preisniveau bzw. Preisimage der Geschäfte und damit auf die Preisstrategie sowie die Positionierung der Geschäfte im Preiswettbewerb (Abschnitt 2). Der Nicht-Ausschluss der Sonderangebote kann jedoch einen wesentlichen Einfluss auf die Verläufe der Preisindizes sowie auf die Anpassungsgeschwindigkeit im Fehlerkorrekturmodell haben. Anders als bei der Analyse der Preise von Einzelprodukten ist es auf Basis der Preisindizes nicht möglich, eindeutige Indikatorvariablen für das Vorliegen eines Sonderangebotes zu generieren und mithilfe dieser die Sonderangebote explizit in die Modellspezifikation aufzunehmen. So sind meist zu jedem Zeitpunkt einige, aber nicht alle und auch nicht konstant viele Produkte des Warenkorb, auf dem der Preisindex beruht, als Sonderangebot ausgewiesen. Durch Sonderangebote verursachte Preisänderungen werden somit als Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht sichtbar und können als solche implizit im Fehlerkorrekturmodell berücksichtigt werden (Asymmet-

⁷ MEYER UND CRAMON-TAUBADEL (2004) bzw. FREY UND MANERA (2007) ist u. a. zu entnehmen, dass bisherige empirische Studien zur .horizontalen Preistransmission den Einfluss von Sonderangeboten nicht näher untersuchen.

rien im Hinblick auf die Geschwindigkeit der Preisanpassungen, s. a. Abschnitt 3.4.3). Sonderangebote sollten als signifikante und temporäre Preisnachlässe dazu führen, dass durch sie verursachte, relativ große Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht signifikant schneller abgebaut werden als relativ kleinere reguläre Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht. Ist nur einer der beiden Preisindizes von Sonderangeboten betroffen – z. B. wenn ein Preisindex von einem Discounter mit einem Preisindex von einem Verbrauchermarkt in Relation zueinander gesetzt wird –, würde ein Fehlerkorrekturmodell mit zwei Regimen genügen, um den nicht-linearen Einfluss der Sonderangebote auf den Preisanpassungsprozess abzubilden. Würden hingegen beide betrachteten Geschäfte viele Sonderangebote anbieten, scheint es plausibel, dass ein nicht-lineares Modell mit drei Regimen sowohl dem linearen als auch dem nicht-linearen Modell mit zwei Regimen vorgezogen werden sollte. Die Funktionsform würde damit adäquat mithilfe der Darstellung von GOODWIN AND PIGGOTT (2001) beschrieben werden, in dem ein inneres Regime existiert, bei dem Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht nahe Null gar nicht oder nur sehr langsam abgebaut werden (*band of inaction*). Sonderangebote in beiden Geschäften würden große Abweichungen nach oben und unten hervorrufen, wodurch sowohl relativ große positive als auch relativ große negative Abweichungen schneller abgebaut werden sollten.

Das nicht-lineare Modell mit einem *Threshold* (zwei Regimen) kann formal wie folgt dargestellt werden:

$$(28) \quad \Delta p_{i,t} = \beta_0 + I(\text{ect}_{i,t-1} \geq \theta_{i,t})[\beta_1^+(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})] + \\ I(\text{ect}_{i,t-1} < \theta_{i,t}) [\beta_1^-(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})] + \\ \beta_2 \Delta p_{j,t} + \sum_{k=1}^K \Gamma_i(\text{Lk}) \Delta p_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \Gamma_j(\text{Lk}) \Delta p_{j,t-k} + \varepsilon_t,$$

wobei die Indikatorfunktion I anzeigt, welchem Regime die jeweilige Beobachtung in Abhängigkeit der Größe der Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht zugeordnet wird. Da sowohl die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht als auch der *Threshold* nicht beobachtbar sind, werden beide Größen und damit die Indikatorfunktion geschätzt. Die erste, wie oben beschrieben, auf Basis der Schätzung des langfristigen Gleichgewichts (Abschnitt 3.4.3), die zweite mithilfe einer Prozedur nach CHAN (1993) (Anhang 4). Die Idee hierbei ist, dass diejenige Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht den optimalen *Threshold* bildet, welche die Residuenquadratsumme des geschätzten Fehlerkorrekturmodells minimiert.

Das nicht-lineare Modell mit zwei *Threshold* (drei Regimen) kann analog formiert werden:

$$(29) \quad \Delta p_{i,t} = \beta_0 + I(\text{ect}_{i,t-1} \geq \theta_{i,t})[\beta_1^+(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})] + \\ I(\text{ect}_{i,t-1} < \theta_{i,t}) [\beta_1^0(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})] + \\ I(\text{ect}_{i,t-1} < \theta_{i,2})[\beta_1^-(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1})] + \\ \beta_2 \Delta p_{j,t} + \sum_{k=1}^K \Gamma_i(\text{Lk}) \Delta p_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \Gamma_j(\text{Lk}) \Delta p_{j,t-k} + \varepsilon_t,$$

wobei der zweite *Threshold* wie zuvor beschrieben nach CHAN (1993) identifiziert wird und der erste *Threshold* in jedem Fall dem *Threshold* im nicht-linearen Modell mit zwei Regimen entspricht.

Um zu testen, ob eines der beiden nicht-linearen Fehlerkorrekturmodelle in Formel (28) oder (29) dem in Abschnitt 3.3.3 beschriebenen linearen Modell vorzuziehen ist, wird der nachfolgend intuitiv erläuterte schrittweise Test auf Linearität nach STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006) durchgeführt (Anhang 5). Die Bezeichnung des Tests auf Linearität als ‚schrittweise‘ beruht darauf, dass im ersten Schritt das lineare Modell wie hier beschrieben gegen das nicht-lineare Modell mit einem *Threshold* getestet wird. Erst bei Ablehnung des linearen Modells kann im zweiten Schritt das nicht-lineare Modell mit einem *Threshold* gegen das nicht-lineare Modell der nächsthöheren Ordnung, also mit zwei *Thresholds*, getestet werden.

Grundlegend basiert der hier verwendete Test auf Linearität auf zwei Gedanken. Zum einen wird das Problem der Wahl der richtigen Anzahl von *Thresholds* als Test auf lineare Restriktionen formuliert. Zum anderen soll der Rechenaufwand beim Test im Vergleich zu bereits anderen etablierten Tests möglichst niedrig gehalten werden (HANSEN, 1999; GONZALO AND PITARAKIS, 2002). Dafür ist es notwendig, eine vergleichbare Darstellung des linearen und nicht-linearen Fehlerkorrekturmodells zu wählen, die den Rechenaufwand minimiert und gleichzeitig zwei Modelle hervorbringt, die durch Formulierung einer oder mehrerer Restriktionen ineinander überführbar sind. Diese Aufgabe kann gelöst werden, indem sich die Residuenquadratsummen statt auf das Fehlerkorrekturmodell auf die Beziehung der Residuen des langfristigen Gleichgewichts beziehen (STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA, 2006; STEINHAGEN, 2012) Das lineare restringierte Modell wird demnach durch die folgende Spezifikation dargestellt:

$$(30) \quad \Delta \text{ect}_{i,t} = \alpha_0 \text{ect}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \alpha_k \Delta \text{ect}_{i,t-k} + v_{i,t}.$$

Darin werden Änderungen der Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht zu jedem Zeitpunkt vollständig durch die Niveaus der Vorperiode und die Änderungen der Abweichungen der Vorperioden beschrieben. Es existieren keine Unterschiede (Nicht-Linearitäten) in der Vorhersagekraft der K Vorperioden für die gegenwärtigen Beobachtungen. Die optimale Lagordnung K entspricht dabei der durch die in Abschnitt 3.4.2 beschriebenen Informationskriterien.

Als alternatives nicht restringiertes Modell mit einem *Threshold* dient die folgende Modellspezifikation, die durch Überführung der Indikatorfunktion I in die Übergangsfunktion G (*transition function*) und deren Taylor Approximation gewonnen wird (STEINHAGEN, 2012):

$$(31) \quad \Delta \text{ect}_{i,t} = \gamma_0 \text{ect}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \Delta \text{ect}_{i,t-k} + \phi_0 \text{ect}_{i,t-1}^2 + \sum_{k=1}^K \phi_k \Delta \text{ect}_{i,t-k} \text{ect}_{i,t-1} + v_{i,t}^*.$$

Nach Formulierung beider Modelle reduziert sich das Problem der Entscheidung zwischen dem linearen und dem nicht-linearen Modell auf die Frage danach, ob $\phi_0 = 0$ und $\phi_k = 0$ ($k = 1, \dots, K$). D.h., die Nullhypothese der Linearität kann unter der Nullhypothese

approximativ mithilfe eines F-Tests auf lineare Restriktionen getestet werden. Die empirische F-Größe wird dabei auf Basis des Vergleichs der Residuenquadratsummen des restringierten und des nicht restringierten Modells berechnet, wobei das lineare Modell dem restringierten Modell (RSS_0) in Formel (30) und das nicht-lineare Modell dem nicht restringierten Modell (RSS_1) in Formel (31) entspricht:

$$(32) \quad F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/k}{RSS_1/(T - 2k - 1)}.$$

Erstaunlicherweise wird beim Vergleich der in Abschnitt 3.3.1 beschriebenen Preisindizes das lineare Modell auf Basis des Tests in der absoluten Mehrzahl der Fälle bevorzugt. Die Gründe dafür, dass die Berücksichtigung von Sonderangeboten keine nicht-lineare Modellspezifikation nach sich zieht, werden in Abschnitt 4.C.5 diskutiert.

3.5 Determinanten des Preiswettbewerbs

Um Aufschluss darüber zu gewinnen, welchen Einfluss u. a. die verschiedenen Formate sowie Handels- und Herstellermarken auf die Preisanpassungsprozesse und den Preiswettbewerb haben, ist es nötig, geschätzte Größen zu systematisieren. Eine Möglichkeit dazu stellen Regressionsanalysen dar, die in Form von Hilfsanalysen im Anschluss an andere Schätzungen durchgeführt werden – wie im Fall der Ermittlung der Bestimmungsfaktoren der Synchronisation (Abschnitt 4.A.4) oder der näheren Untersuchung des Preiswettbewerbs zwischen und innerhalb der Formate (Abschnitt 4.C.5). Eine Alternative stellen Panelanalysen dar, bei denen die Determinanten des Preiswettbewerbs auf Basis gemeinsamer Wirkungsweisen bei unterschiedlichen Produkten identifiziert werden. So wird in Abschnitt 4.B gemessen, ob Ähnlichkeiten der Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung jenseits der produkt- und formatspezifischen Unterschiede vorliegen (Abschnitt 4.B).

3.5.1 Regressionsanalysen mit geschätzten Endogenen

Um auf die Bestimmungsgründe der Preissynchronisation (Abschnitt 4.A) einzugehen bzw. um Unterschiede des Preiswettbewerbs zwischen Geschäften innerhalb und zwischen Formaten zu untersuchen (Abschnitt 4.C), werden Regressionsanalysen durchgeführt. Die Besonderheit dieser Regressionsanalysen ist, dass als endogene Variable bereits geschätzte Parameter definiert werden.

LEWIS UND LINZER (2005) beschreiben in diesem Zusammenhang zwei Probleme, die durch geschätzte Parameter als Endogene bei der OLS-Methode verursacht werden können. Einerseits kann es zu Ineffizienzen kommen, da die geschätzten endogenen Variablen anders als beobachtete Variablen nicht nur durch eine zufällig verteilte Störgröße sondern zusätzlich durch eine Streuung bzw. Unsicherheit aus den zuvor untersuchten Stichproben überlagert sein kann (MADDALA, 2010). Andererseits kann dieser zuletzt genannte Einfluss der untersuchten Stichproben zu Heteroskedastizität führen, wenn sich die Streuung der Variablen in den zuvor untersuchten Stichproben stark unterscheidet.

Es wird im Rahmen der Analysen der bivariaten FK-Werte in Abschnitt 4.A und der Preisrelationen in Abschnitt 4.C angenommen, dass die Unterschiede der Varianzen zwischen den ursprünglichen Schätzungen relativ klein sind. Begründet wird dies damit, dass die Datengrundlagen sich in den vorliegenden Analysen deutlich stärker ähneln als die von LEWIS UND LINZER (2005) beschriebenen untersuchten Einkommen in verschiedenen Ländern. Mögliche Ineffizienzen bei der Verwendung der OLS-Methode müssen jedoch toleriert werden.⁸

Beachtet werden muss weiterhin, dass es sich bei den gewählten Exogenen in den Hilfsregressionen überwiegend bzw. ausschließlich um Dummyvariablen handelt. Hierbei werden Gruppenvergleiche z. B. von Super- und Verbrauchermärkten im Vergleich zu Discountern, die in diesem Fall die Referenzgruppe darstellen, angestrebt.

$$(33) \quad r_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{SM} + \gamma_2 D_{VM} + \varepsilon,$$

wobei r_{ij} einer beliebigen geschätzten Endogenen entspricht. Unterschiede zwischen der Referenzgruppe (Discounters) zu Supermärkten werden z. B. durch den Schätzer γ_1 zu D_{SM} bestimmt ($D_{SM} = 1$ für Supermärkte, sonst 0; $D_{VM} = 1$ für Verbrauchermärkte, sonst 0). Für die Interpretation der Ergebnisse der Hilfsregressionen ist die Konstitution der Referenzgruppe von immanenter Wichtigkeit. Unter anderem sollte die Referenzgruppe möglichst homogen sein, um signifikante Unterschiede überhaupt mithilfe einer Hilfsregression aufzuweisen (Abschnitt 4.C.4).

3.5.2 Paneldatenanalyse

Die gemeinsamen Absatzeffekte von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung werden mithilfe von Paneldatenanalysen untersucht, da es zum einen gilt, heterogene Absatzeffekte der einzelnen Artikel im jeweiligen Geschäft zu berücksichtigen. Zum anderen basiert die Analyse auf Zeitreihen, bei denen grundsätzlich eine dynamische Beziehung zwischen Preisen und Absatz angenommen werden muss (z. B. HERRMANN ET AL., 2002). Bspw. wird für Sonderangebote eine kontemporäre signifikant positive Absatzwirkung nachgewiesen. In den Folgeperioden kann es zu (signifikanten) Absatzeinbußen kommen, weil Konsumenten bei Sonderangeboten Lagerhaltung betreiben können (vgl. NIJS ET AL., 2001). Darüber hinaus beeinflussen Preise der Vorperioden genauso wie Preise von Konkurrenzprodukten die wahrgenommenen Referenzpreise, anhand derer Konsumenten u. a. Preisurteile und damit Kaufentscheidungen treffen (PAUWELS ET AL., 2007). Da Konsumenten im LEH kurzfristig keinen Einfluss auf den Preis haben, kann außerdem angenommen werden, dass der Absatz vom Preis abhängt, nicht aber *vice versa* (MÖSER, 2002).

MÖSER (2002) untersucht die Absatzwirkung von Sonderangeboten und Verkaufsförderungsmaßnahmen mithilfe einer Paneldatenanalyse. Diese Vorgehensweise scheint

⁸ Für den Fall, dass die Annahme von Homoskedastizität der geschätzten Variablen nicht zutrifft, schlagen LEWIS UND LINZER (2005) eine *feasible generalized least squares* (FGLS) Methode vor, die auch unter der Annahme von Heteroskedastizität zu effizienten Schätzern führt.

sich aufgrund der Analogie der Fragestellungen anzubieten und wird im Folgenden näher erläutert.⁹ Der Begriff Panel beschreibt dabei eine Datenstruktur wie die der vorliegenden Preis- und Absatzfunktionen, die für verschiedene Produkte (Querschnittsdaten) zu verschiedenen Zeitpunkten (Längsschnittdaten) vorliegen.

Überblick

Generell können gepoolte Panelmodelle von Random-Effect-Modellen und Fixed-Effect-Modellen unterschieden werden sowie statische von dynamischen (BALGATI, 2008). Dabei würden beim einfachen gepoolten Modell die heterogenen Absatzeffekte der einzelnen Artikel im jeweiligen Geschäft als Komponente der Residuen modelliert:

$$(34) \quad S_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 KP_{i,t} + \delta_S SA + \delta_V VKFM + \varepsilon_{i,t},$$

wobei die Absatzmengen des i -ten Produktes ($i = 1, \dots, I$) in der t -ten Periode ($t=1, \dots, T$) vereinfacht als Funktion des Eigenpreises $P_{i,t}$ sowie der Konkurrenzpreise $KP_{i,t}$ und verschiedener preislicher Verkaufsförderungsmaßnahmen SA und nicht-preislicher Verkaufsförderungsmaßnahmen $VKFM$ dargestellt werden.¹⁰ Damit würde die Annahme der Unkorreliertheit der Residuen ε_t verletzt, weil sowohl produkt- als auch geschäftsspezifische Absatzeffekte angenommen werden können. Die Absatzmengen $S_{i,t}$ sind abhängig von der Anzahl der Kunden im Geschäft und folglich vom Einzugsgebiet und der Größe des Geschäftes. Somit sind Absatzmengen in großen Verbrauchermärkten im Mittel signifikant größer als Absatzmengen in kleinen Supermärkten. Um individuelle Effekte der Produkte abzubilden, können Fixed-Effect-Modelle oder Random-Effect-Modelle verwendet werden:

$$(35) \quad S_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_1 P_{i,t} + \beta_2 KP_{i,t} + \delta_S SA + \delta_V VKFM + \varepsilon_{i,t},$$

wobei die individuellen Effekte mithilfe der produktspezifischen Konstanten $\beta_{i,0}$ abgebildet werden. Im Fall der Fixed-Effect-Modelle handelt es sich dabei um ‚echt‘ verschiedene und unabhängige individuelle Effekte, während bei Random-Effect-Modellen die individuellen Effekte durch einen gemeinsamen Effekt bestimmt werden, der durch eine zufällige Störgröße überlagert ist ($\beta_{i,0} = \beta_0 + v_i$). Der produktspezifische individuelle Effekt sollte eher einem ‚echt‘ verschiedenen und unabhängigen individuellen Effekt entsprechen (MÖSER, 2002). Bspw. sollte die Markenstärke (Bekanntheit bzw. Marktanteile der Produkte in der Kategorie) einen signifikanten (nicht zufälligen) Einfluss auf die geschätzte Konstante (bzw. das Absatzniveau, den mittleren Absatz) haben. Diese Auslegung sollte die Wahl eines Fixed-Effect-Modells begründen.

⁹ VEERAMANI UND MAYNARD (2004) bzw. WAGNER UND BEINKE (2006) verwenden in diesem Zusammenhang das *Almost Ideal Demand System* (AIDS) zurückgehend auf DEATON UND MUELLBAUER (1980) oder den MARS (*multivariate adaptive spline regression*) Algorithmus nach FRIEDMAN (1991).

¹⁰ Die in Abschnitt 4.B vorgenommene Verwendung der natürlichen Logarithmen von Preis $\ln(P_i)$ und Absatz $\ln(S_i)$ führt dazu, dass die geschätzten Parameter als Elastizitäten zu interpretieren sind. Sie stellt eine lineare Transformation dar, wird jedoch zur grundlegenden Erläuterung von Panelmodellen nicht benötigt. Desgleichen werden die in Abschnitt 4.B.3 in die Analyse einbezogenen Dummyvariablen zu Sonderangeboten, unterstützenden Verkaufsförderungsmaßnahmen und der psychologischen Preissetzung an dieser Stelle durch die Parameter SA und $VKFM$ repräsentiert. Die Herleitung wird durch diese Vereinfachung übersichtlicher gestaltet.

Des Weiteren erscheint es sinnvoll, statt der oben beschriebenen statischen Modellspezifikation eine dynamische zu wählen, bei der die Wirkung der Preise und/oder der Absatzmengen der Vorperioden auf die Absatzmenge ebenfalls gemessen wird. MÖSER (2002: 167) erläutert, „dass ein dynamisches Modell bei gepoolten Daten zu Verzerrungen der Regressionsparameter führen kann“ und stellt dar, wie in Anlehnung an NICKELL (1981) abgeschätzt werden kann, ob und dass dieser verzerrende Einfluss im Rahmen ihrer Analyse tolerabel ist.

Vorgehensweise

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wird eine von MÖSER (2002) abweichende Vorgehensweise gewählt. Als erstes wird die Annahme überprüft, dass ein Fixed-Effect-Modell tatsächlich einem Random-Effect-Modell vorgezogen werden sollte. Zu diesem Zweck wird ein Hausman Spezifikationstest durchgeführt, dessen Nullhypothese lautet, dass die Residuen in Formel (35) nicht korreliert sind (HAUSMAN, 1978). Kann wie im vorliegenden Fall die Nullhypothese abgelehnt werden, kann auch das Random-Effect-Modell abgelehnt werden. Darüber hinaus werden gemäß TORRES-REYNA (2011) verschiedene diagnostische Tests durchgeführt. Der Test nach PESARAN (2004) ermöglicht eine Aussage über die zuvor angesprochene Korrelation der Residuen über die Produkte bzw. Geschäfte hinweg. Tests auf Heteroskedastizität und auf Autokorrelation der Residuen schließen sich an und geben u. a. an, ob die Residuen nicht nur über die Produkte, sondern auch über die Zeit hinweg korreliert sind. Da auf Basis der Tests nicht nur Autokorrelation sondern auch Heteroskedastizität und Korrelation der Residuen über die Produkte hinweg angenommen werden muss, wird in Anlehnung an HOECHLE (2007) eine robuste Modellspezifikation mit Standardfehlern nach DRISCOLL UND KRAAY (1998) verwendet. Diese liefert trotz der Verletzung der Annahmen (Homoskedastizität, Freiheit von Korrelation der Residuen) konsistente Schätzer für die Parameter zur Wirkungsweise von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung. Auf Basis von Informationskriterien werden die Stationarität der Variablen und die Lagordnung der Autokorrelation festgelegt (LEVIN ET AL., 2002). Ein Nachteil dieser Modellspezifikation ist allerdings, dass Unterschiede zwischen den Formaten, zwischen Hersteller- und Handelsmarken sowie gemäß KROLL (2000) der Einfluss der Markenstärke nicht untersucht werden können. Es handelt sich bei allen drei Größen um zeitkonstante Variablen, wodurch ihr Einfluss bereits in den fixen Effekten abgebildet und nicht von diesen getrennt werden kann (BALGATI, 2008).

Um trotzdem auf Unterschiede der Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung eingehen zu können, werden in Abschnitt 4.B getrennte Analysen für Hersteller- und Handelsmarken in drei Formaten (Discounter, Super- und Verbrauchermärkte) durchgeführt. Dabei treten bei Discountern teils gravierende Probleme infolge von Multikollinearität auf, die eine Abschätzung der gemeinsamen Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung verhindern. Zur Reduzierung aller übrigen Panelmodelle werden nicht-signifikante (nicht-relevante) exogene Variablen schrittweise ausgeschlossen (BEALE, 1970).

3.6 Zwischenfazit

Im Hinblick auf die verschiedenen Preissetzungsstrategien im deutschen LEH stellen deskriptive Methoden grundlegende Werkzeuge bei der vollständigen Analyse von Preis Anpassungsprozessen und dem Preiswettbewerb im LEH dar. Insbesondere Einflüsse der Formate und von Sonderangeboten bzw. Hersteller- und Handelsmarken auf die analysierten Preisniveaus müssen bekannt sein, wenn valide Aussagen über die Preisvariation und die Preisvariabilität angestrebt und Interpretationen abgeleitet werden sollen.

Die im Vordergrund stehende explizite Berücksichtigung von Sonderangeboten und die detaillierte Analyse von Preisinterdependenzen innerhalb und zwischen den Formaten stellt insbesondere für die methodische Vorgehensweise eine große Herausforderung dar.

Zum einen lassen die unterschiedlichen Anteile an Preisänderungen in den Formaten bei der Analyse der Preissynchronisation gewisse Modifikationen der bisher existierenden Testgrößen notwendig erscheinen. Zum anderen können Sonderangebote die Ergebnisse zum Ausmaß der Synchronisation verzerren und bewirken, dass dynamische Preisbeziehungen nicht-linear sind. Der Einfluss der Sonderangebote auf die in Abschnitt 4 untersuchten Preis Anpassungsprozesse bzw. auf die verwendeten Methoden und Maße muss in jedem Fall getestet und abgeschätzt sowie gegebenenfalls berücksichtigt werden.

4 Beiträge

4.A Sonderangebote und Preissynchronisation im deutschen Lebensmittel-einzelhandel

Angela Hoffmann und Jens-Peter Loy¹¹

German Journal of Agricultural Economics, Vol. 59 (4), 225-245

Gewisola Jahrestagung 2009, (vorherige Version des Beitrags ausgezeichnet als einer der besten Konferenzbeiträge)

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 u. a. 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 lagerfähiger Produkten tendenziell höher als bei leicht verderblichen Produkten. 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.

¹¹ Institut für Agrarökonomie, Universität Kiel

Keywords

Preissetzung, Preissynchronisation, Sonderangebote, Lebensmitteleinzelhandel, Milchprodukte, Deutschland.

**Price Promotions and Price Synchronization
in German Food Retailing****Summary**

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 contemporaneously. However, significant price deviation can be observed which is often caused by price promotions. As price promotions are not related to supply or demand changes, they might bias measures of price synchronization. As dairy products belong to a key category that is often used in price promotions, we study the impact of price promotions on measures of price synchronization employing 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 contemporaneously. 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 price changes of substituting brands are highly synchronized whereas price promotions are staggered within the same category.

Keywords

Price setting, price synchronization, price promotions, food retailing, dairy products, Germany.

4.A.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, S. 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 Preisanpassungen 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 Preisanpassung 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 Sonderangebotspreise 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 ökonomischen Hilfsvariablenansatzes systematisiert und erklärt. Dabei werden sowohl die

preisstrategische Ausrichtung und die Kettenzugehörigkeit der Geschäfte als auch die Zahl der Wettbewerber sowie Preisanpassungskosten berücksichtigt.¹²

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.¹³ 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 monatlich und quartalsweise aggregierte 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 Preisanpassungen zwischen 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 Lebensmitteleinzelhandel 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.

¹² Als preisstrategische Ausrichtungen können die Dauerniedrigpreisstrategie des „every day low pricing“ (EDLP) und die „high-low“ (HiLo) Preisstrategie unterschieden werden (LEVY ET AL., 1998). Bei Letzterer liegt das Normalpreisniveau höher als bei EDLP und Sonderangebote werden eingesetzt, um Preisgünstigkeit zu suggerieren.

¹³ 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).

4.A.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, S. G130).

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.¹⁴ 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 Informationskosten 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).¹⁵ 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.¹⁶

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

¹⁴ Eine umfassende Übersicht der makroökonomischen Folgen fehlender Synchronisation liefert TAYLOR (1999).

¹⁵ BUSCHLE (1997) UND MÖSER (2002) ist zu entnehmen, dass das Gesetz einheitlicher Preise im deutschen LEH keine Gültigkeit hat.

¹⁶ 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, S. 286).

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.¹⁷ SHESHINSKI UND WEISS (1992) 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 β sind: $S - s > \beta$. 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 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).¹⁸ 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 bei Sonderangeboten in einer Produktgruppe bewusst die Konkurrenz zwischen Marken (AGRAWAL, 1996). Innerhalb von Geschäften und Produktgruppen wäre somit sogar uniformes Staggering von sonderangebot-sinduzierten Preisänderungen zu erwarten.

Weiterhin kann die Wettbewerbsintensität einen Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation haben. So wirkt sich bei Büchern eine höhere Anzahl von Anbietern positiv auf die Preissynchronisation aus (AXARLOGLOU, 2007). Dagegen begründen DOMBERGER UND FIEBIG (1993) einen negativen Zusammenhang zwischen Wettbewerbsintensität und

¹⁷ „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 multi-product firms.“ (SHESHINSKI UND WEISS, 1992, S. 334).

¹⁸ 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).

Synchronisation mit geringeren Suchkosten und damit erleichterten Preisabsprachen bei wenigen Anbietern.¹⁹

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 Verbraucherpreisindizes (CPI) zugrunde liegen (1998-2003).²⁰ Für die meisten Produkte wird 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 Frühstücksprodukte, dass sich sowohl die Preisvariabilität als auch die Preisrigidität mit der Anzahl der Sonderangebote verändert. HANSEN (2006) und HOFFMANN UND KURZ-KIM (2006) weisen ebenfalls einen signifikanten Einfluss der Sonderangebote auf die Preisverteilung bei Lebensmitteln nach.

¹⁹ 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.

²⁰ Diese monatlichen Daten basieren auf Informationen von circa 600 sogenannten Preiserhebern, die in 188 Gemeinden die Preise der gleichen Produkte in denselben Geschäften notieren (Statistisches Bundesamt, 2010a).

Übereinstimmend wird etwa ein Fünftel der Preisschwankungen bei den ausgewählten Produkten durch Sonderangebote erklärt.²¹

4.A.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, S. 4).*

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.²² 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.²³ 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). Die beschriebenen Bedingungen erfüllen Preisreihen aus 117 Geschäften. Bei diesen Geschäften handelt es sich um 24 Discounter, 48 Super- und 45 Verbrauchermärkte, die sieben verschiedenen Lebensmitteleinzelhandelsketten zugeordnet werden können (Tabelle A.1).

Die wenigen Marken in den jeweiligen Produktgruppen bei Discountern (Kette 7) spiegeln die sortimentspolitische Abgrenzung von Discountern gegenüber Super- oder Verbrauchermärkten wider. Erstere konzentrieren sich auf ein schmales und flaches Sortiment mit Produkten hoher Umschlaggeschwindigkeit. 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.

²¹ Hansen verwendet Preisinformationen der MADAKOM GmbH (2000-2001) von sechs leicht verderblichen und lagerfähigen Markenprodukten aus 74 Geschäften des deutschen LEH.

²² Zur näheren Beschreibung der Daten siehe HERRMANN UND MÖSER (2003) sowie HANSEN (2006).

²³ Margarine wurde in die Analyse mit aufgenommen, da es sich hierbei um ein enges Substitut für Butter handelt.

Tabelle A.1: Übersicht über die im Datensatz erfassten Ketten des deutschen LEH²⁴

Kette	1	2	3	4	5	6	7
Anzahl der Geschäfte	30	17	22	12	7	13	16
Vertriebskanal							
Discounter	4	0	2	0	2	0	16
Supermarkt	12	6	8	7	3	12	0
Verbrauchermarkt	14	11	13	5	1	1	0
Organisationstyp							
Filialisiert	6	7	22	3	7	12	16
Regiebetrieb	19	5	0	2	0	2	0
Selbstständig	5	5	0	2	0	2	0
Zahl der Marken in den Produktgruppen							
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. ^a	n. v.	2	n. v.
Pudding	10	9	7	9	8	9	1
Kaffeesahne	11	10	9	6	6	6	2

^a Nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Messung der Preissynchronisation

Die zeitliche Synchronisation von Preisadjustments zwischen verschiedenen Geschäften oder verschiedenen Marken innerhalb eines Geschäftes kann mithilfe der Anzahl N_{pt} oder des Anteils p_t von Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen bzw. dessen Standardabweichung s_{pt} bestimmt werden. Die Standardabweichung des Anteils der Preisadjustments 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 % beträgt. Hierdurch würde bei einem durchschnittlichen Anteil der Preisadjustments von z. B. 50 % eine Standardabweichung des Anteils der Preisadjustments 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.

²⁴ Die im Datensatz erfassten Geschäfte können gemäß den Angaben der MADAKOM (2002) GmbH sieben verschiedenen Lebensmitteleinzelhandelsketten 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.

FISHER UND KONIECZNY (2000) wenden einen χ^2 -Homogenitätstest an, 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 die Limitation der beobachteten Anzahl der Preisänderungen Np_t in einer Periode durch die Zahl der Geschäfte N , 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 reinem Staggering der Preise zu unterscheiden:

$$(A.1) \quad \chi_D^2 = \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(Np_t - N\bar{p})^2}{N\bar{p}} + \frac{(N(1-p_t) - N(1-\bar{p}))^2}{N(1-\bar{p})} \right\}, \quad \chi_D^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2 (T-1),$$

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 χ^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_{pt} gemäß folgender Formel in Relation zu ihren Erwartungswerten bei Synchronisation σ_{Syn} und Staggering σ_{Stag} gesetzt:

$$(A.2) \quad FK = \frac{\sigma_{Stag} - s_{pt}}{\sigma_{Stag} - \sigma_{Syn}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{n_i} \bar{p}(1-\bar{p})} - s_{pt}}{\sqrt{\frac{1}{n_i} \bar{p}(1-\bar{p})} - \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}, \quad -1 \leq FK \leq 1.$$

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 σ_{Stag} erst für $n_i \rightarrow \infty$ gegen Null strebt. Auf diese Weise wird eine Unterscheidung zwischen Staggering ($s_{pt} = \sigma_{Stag}$) und uniformem Staggering ($s_{pt} = 0$) ermöglicht.²⁵ Ein positiver Wert des FK-Index kann 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

²⁵ 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:

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

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.²⁶

Der Vergleich des FK-Index 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.A.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, S. 670).

Deskriptive Statistiken

Um den Einfluss der Sonderangebote und die Unterschiede zwischen den Ketten in Bezug auf die gemessene Preissynchronisation einzuordnen, werden die mittleren Preise mit und ohne Sonderangebote sowie die Preisvariation zunächst innerhalb der Produktgruppen und dann für die einzelnen Ketten betrachtet. Tabelle A.2 zeigt Informationen zur Preisverteilung bei den Milchprodukten. Der mittlere Preis von Butter beträgt z. B. 2,53 DM pro Stück.²⁷ 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 Bechergrößen 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 ($\alpha =$

²⁶ 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 ($s_{pt} = 0$), 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-Index kleiner als -1 werden als -1 angegeben und als perfektes uniformes Staggering interpretiert.

²⁷ 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 A.1 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.

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 A.1). 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.

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 (Tabelle A.2). 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 unterschiedliche 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. 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 Produktgruppe in einem Geschäft stellt die Varianz im Geschäft dar. Deren Anteil an der Gesamtvariation ist in sieben der neun 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. Würden die Preise aller Marken über die Zeit nicht verändert, 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 ausschließlich Herstellermarken höher als bei Produktgruppen, in denen auch Handelsmarken enthalten sind. Die Ergebnisse zur Preisvariation und zur Preisvaria-

bilität 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.²⁸

Tabelle A.2: Preisniveau und Preisvariation in den Produktgruppen

Produktgruppe (N)	F (97) ^a	H (91)	B (108)	M (115)	J (108)	Q (100)	S (59)	P (116)	K (117)
Arithmetisches Mittel der Preise (Pfennig pro Packung)									
Insgesamt	137,0	128,0	253,7	177,7	79,2	96,4	123,0	126,5	129,0
Reguläre Preise ^b	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	250mL/ 340mL
Mittlere absolute Preisänderung (Pfennig pro Packung)^c									
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
Variationskoeffizient der Preise^d									
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
Korrigierter Variationskoeffizient der Preise^e									
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
Anteil der Preisvariation zwischen Geschäften (%)^f									
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
Anteil der Preisvariation innerhalb von Geschäften (%)^f									
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
Anteil der Preisvariabilität über die Zeit (%)^f									
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

^a Für F(rischnmilch) stehen in N = 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). ^b Bei regulären Preisen werden die Sonderangebotspreise aus der Analyse ausgeschlossen. ^c 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. ^d Der Variationskoeffizient der Preise setzt die Standardabweichung der Preise in Relation zum arithmetisches Mittel der Preise in der jeweiligen Produktgruppe. ^e 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. ^f Berechnet in Anlehnung an LOY UND WEISS (2002) (s. Anhang zum Beitrag 4.A).

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

²⁸ Die statische Preisvariation reicht bei LOY UND WEISS (2002) von 48 % bis 98 %. Die intertemporale Preisvariabilität liegt zwischen 37 % und 91 %.

Ohne Berücksichtigung der Sonderangebote wird die Gesamtvarianz stärker durch Unterschiede der Einzelpreise in den Geschäften als durch unterschiedliche Preisniveaus zwischen den Geschäften bestimmt (Tabelle A.2). 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 A.3 werden die mittleren Preise und die Preisvariation für die sieben im Datensatz erfassten Ketten gegenübergestellt:

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

Kette	1	2	3	4	5	6	7
Arithmetisches Mittel der Preise (Pfennig pro Packung)							
Insgesamt	138,0	153,4	136,1	146,1	150,8	158,5	125,2
Reguläre Preise ^a	138,8	154,2	138,4	146,5	150,6	158,6	125,2
Mittlere absolute Preisänderung (Pfennig pro Packung)							
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

^a Bei regulären Preisen werden die Sonderangebotspreise aus der Analyse ausgeschlossen.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Ein Vergleich der mittleren Preise bestätigt auch bei Ausschluss der Sonderangebote ein niedrigeres Preisniveau bei Discountern (Kette 7) als bei Super- und Verbrauchermärkten (Tabelle A.3). 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 A.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, der bei 10 % liegt (HOFFMANN UND KURZ-KIM, 2006). Die Anteile der Preisänderungen ohne Sonderangebote liegen außer bei Frischmilch unterhalb des dort angegebenen Werts (8 %).

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

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

^a F(rischnmilch), H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne). ^b 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. ^c Ohne Sonderangebotspreise. ^d 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 der MADAKOM (2002) GmbH.

Die Gegenüberstellung der Anteile der Preisänderungen in Tabelle A.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.

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

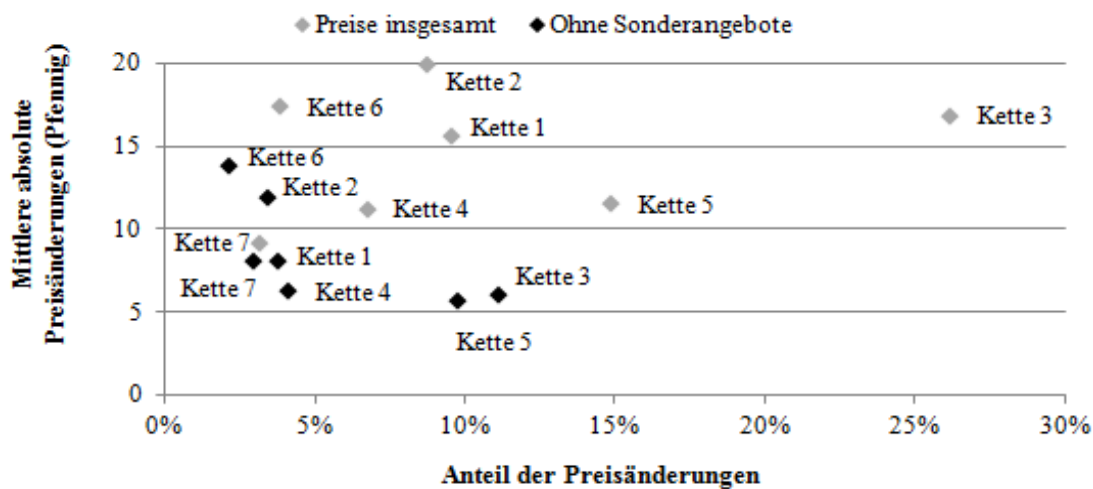
Kette	1	2	3	4	5	6	7
Anteil der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen^b							
Insgesamt	9,5	8,8	26,2	6,8	14,9	3,8	3,2
Reguläre Preise ^c	3,8	3,4	11,1	4,1	9,7	2,1	3,0
Anteil der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen an allen Preisänderungen (%)^d							
	60,7	61,2	57,6	38,9	34,7	45,2	6,0

Anmerkungen siehe Tabelle A.4.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Abbildung A.1 zeigt keine systematische Beziehung zwischen der absoluten Höhe aller Preisänderungen und deren Anteil an allen Preisbeobachtungen. 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 Position von Kette 7 im Diagramm spielt die Berücksichtigung der Sonderangebote nur eine geringe Rolle.

Abbildung A.1: Mittlere absolute Preisänderungen und Anteile der Preisänderungen an allen Preisbeobachtungen nach Ketten



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Zusammenfassend können folgende Schlüsse bezüglich der unterschiedlichen Preissetzungsstrategien der Ketten abgeleitet werden: Die Discount-Strategie des EDLP der Kette 7 spiegelt sich bei den betrachteten Milchprodukten 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 Preisstrategie (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 betrachteten Produktgruppen und damit die große Preisvariation innerhalb von Geschäften sein. Der kleinste Anteil der regulären Preisänderungen und damit die starrsten Preise sind in Kette 6 bei einem vergleichsweise hohen mittleren Preisniveau zu finden. Darüber hinaus müssen Unterschiede 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.

Synchronisation der Preisänderungen

Der χ^2 -Homogenitätstest von DIAS ET AL. (2005) über alle Marken und Geschäfte ergibt keine Gleichverteilung der Anzahl der Preisänderungen. Der empirische χ_D^2 -Wert über alle 135 Marken ($\chi_D^2 = 3868$) ist deutlich größer als der tabellarische bei 1 %iger Irrtums-

wahrscheinlichkeit ($\chi^2(103) = 128$).²⁹ Auch der FK-Index zeigt trotz der niedrigen Inflation kein reines Staggering der Preisänderungen für die einzelnen Produktgruppen an (Tabelle A.6).³⁰ Inhaltlich unterscheiden sich die Ergebnisse für die Reihen mit und ohne Sonderangebote bzw. nur für die Sonderangebote nicht, auch wenn die empirischen Werte für die Sonderangebote deutlich geringer sind.

Gemäß den Werten des FK-Index in Tabelle A.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.

Tabelle A.6: Ergebnisse zur Preissynchronisation für die Produktgruppen

Produktgruppe	F ^a	H	B	M	J	Q	S	P	K
χ^2-Homogenitätstest nach DIAS ET AL. (2005)^b									
Insgesamt	546	2599	478	1277	1784	824	1385	566	1425
Reguläre Preise ^c	849	3587	624	2729	2748	1016	1606	426	1821
SA-Preise ^d	191	284	339	528	1476	984	731	515	704
FK-Index (%)^e									
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

^a F(rischmilch), H(-Milch), B(utter), M(argarine), J(oghurt), Q(uarkspeise), S(ahne), P(udding), K(affeesahne). ^b Berechnet nach (1): Die Gleichverteilung wird immer hoch signifikant abgelehnt ($\chi^2(103) = 128$, $\alpha = 0,01$). ^c Ohne Sonderangebotspreise. ^d Nur Sonderangebotspreise. ^e Berechnet nach (2): Insgesamt sind z. B. 8,0 % der Preisänderungen bei Frischmilch vollständig synchronisiert.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

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 A.6). Die regulären Preisänderungen sind, ebenso 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.

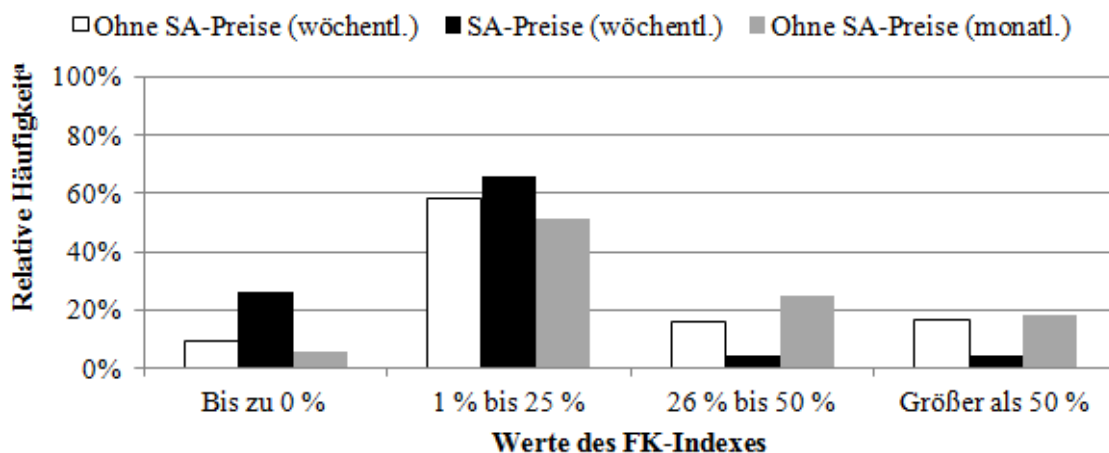
²⁹ Der empirische χ_D^2 -Wert über alle Produkte beträgt $\chi_D^2 = 2106$, wenn Sonderangebote nicht aus der Analyse ausgeschlossen werden und $\chi_D^2 = 1245$, wenn nur Sonderangebote betrachtet werden. Die Hypothese, dass Staggering vorherrscht, wird deshalb immer abgelehnt ($\chi^2(103) = 128$ ($\alpha = 0,01$)).

³⁰ 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).

Um zu beurteilen, ob markenspezifische Besonderheiten bei der Synchronisation der Sonderangebote zwischen Geschäften auftreten, wird der FK-Index zusätzlich für alle 135 Milchprodukte getrennt berechnet (Abbildung A.2). Bei einem Fünftel der Marken kann tatsächlich auf Staggering der Sonderangebote geschlossen werden ($FK < 0\%$). Bei etwa zwei Dritteln der Marken sind die Sonderangebote kaum synchronisiert ($1\% < FK \leq 25\%$). Werte des FK-Index 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 Preis Anpassungen 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. 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 durchführen, 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 A.2: Verteilung der FK-Indizes für alle 135 im Datensatz erfassten Marken



^a 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 der MADAKOM (2002) GmbH.

Bei der Mehrzahl der Marken werden Sonderangebote zwischen Geschäften weniger synchronisiert als die regulären Preisänderungen (Abbildung A.2). Im Mittel sind die Werte für den FK-Index bei Sonderangeboten signifikant kleiner als die bei regulären Preis Anpassungen (wöchentliche Datenbasis, $\alpha = 0,01$). Die hohe Synchronisation der Sonderangebote bei einzelnen Marken sowie die breite Spannweite des FK-Index über die Pro-

duktgruppen 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.

Synchronisation innerhalb der Einzelhandelsketten 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.³¹ Außerdem wird untersucht, 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 überprüft, 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 χ^2 -Homogenitätstests deutlich zwischen den einzelnen Ketten, jedoch wird sowohl zwischen als auch innerhalb von Geschäften reines Staggering bei 1 %iger Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt ($\chi^2(103) = 128$) (Tabelle A.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. 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 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.

³¹ Als komplementär werden Preisbeziehungen bezeichnet, wenn Preisänderungen bei zwei Produkten gleichgerichtet, d.h. bei beiden Produkten positiv oder bei beiden Produkten negativ sind. Typischerweise sind Preisänderungen bei engen Substituten komplementär (BASKHAR, 2002).

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

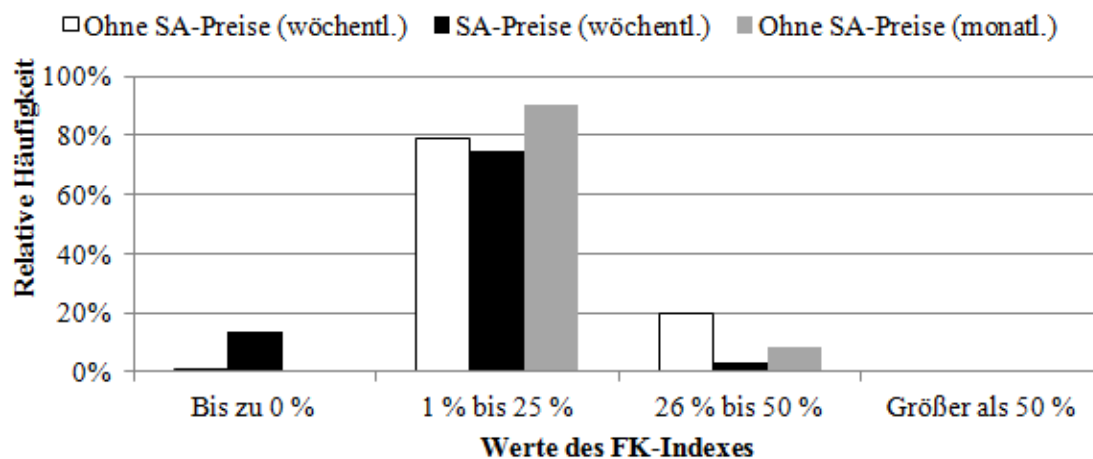
Kette	1	2	3	4	5	6	7
χ^2-Homogenitätstest nach DIAS ET AL. (2005) zur Synchronisation zwischen Geschäften^b							
Reguläre Preise ^c	760	700	540	887	408	511	356
SA-Preise ^d	705	691	504	1069	409	500	230
χ^2-Homogenitätstest nach DIAS ET AL. (2005) zur Synchronisation innerhalb von Geschäften^b							
Reguläre Preise	1288	492	2053	674	685	1683	4386
SA-Preise	495	298	1378	224	280	950	250
FK-Index (%) zur Synchronisation zwischen Geschäften^e							
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
FK-Index (%) zur Synchronisation innerhalb von Geschäften^e							
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 A.6.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Ergänzend zeigt Abbildung A.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 ($\alpha = 0,05$).

Abbildung A3: Verteilung der FK-Indizes für alle 117 Geschäfte im Datensatz



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

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 A.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 A.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 synchronisiert. Eine eindeutige Rangordnung der Su-

per- und Verbrauchermärkte bezüglich des Ausmaßes der Synchronisation zwischen Geschäften kann nicht gebildet werden.

In Bezug auf die Zentralisierung der sonderangebotsinduzierten Preisänderungen ergibt die Analyse keinen eindeutigen Aufschluss (Tabelle A.8). Einerseits tritt in Kette 6 wie für alle Marken (Tabelle A.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-Index 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. In 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.

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

Produktgruppe	F ^a	H	B	M	J	Q	S	P	K
FK-Index^e zwischen Geschäften ohne SA-Preise^c (SA-Preise^b) (%)									
Kette 1	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)
Kette 2	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. ^f	6,0 (10,7)	36,1 (22,7)
Kette 3	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)
Kette 4	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)
Kette 5	-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)
Kette 6	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)
Kette 7	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 A.6. ^f Nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften

Die vorherigen Kapitel geben erste Aufschlüsse über 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 (gemessen an der Anzahl der Geschäfte, welche die jeweilige Marke führen), 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:

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

Abhängige Variable ist die Synchronisation der regulären Preisänderungen (Sonderangebote) zwischen zwei Geschäften bei einer Marke FK_{ZRP} (FK_{ZS}).³² 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 $A_{P\ddot{A}}$ und der Wettbewerbsintensität (Anzahl der Geschäfte insgesamt, welche die jeweilige Marke führen n_i) werden Abweichungen zwischen den Produktgruppen durch Dummy-Variablen ($D_F, D_H, D_B, D_J, D_Q, D_S, D_P, D_K$) abgebildet, die zuvor beschrieben wurden (Kapitel 4.1.4.1).³³ Darüber hinaus kann die Synchronisation innerhalb von Geschäften (Menükosten) FK_I und innerhalb der Ketten (D_{K11}, \dots, D_{K77}) einen Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation ausüben.³⁴ 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 91872 Beobachtungen geschätzt, die sich durch die paarweise Kombination aller Geschäfte für jedes der 135 Milchprodukte ergeben. Das Modell ist gesamtsignifikant (empirischer F-Wert = 1106, $\alpha = 0,01$) und erklärt mehr als ein Drittel der Streuung der endogenen Variable ($R^2 = 35,82\%$) (Tabelle A.9).

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 $\beta_9 = 1,81$).

³² FK_{ZRP} steht für die mithilfe des FK-Index gemessene Synchronisation zwischen den Geschäften bei regulären Preisänderungen. FK_{ZS} bezieht sich dementsprechend auf die Synchronisation zwischen den Geschäften bei Sonderangeboten.

³³ Als Referenz wird jeweils die Produktgruppe mit der niedrigsten Synchronisation ausgewählt: Bei regulären Preisänderungen ist diese Pudding und bei Sonderangeboten Frischmilch.

³⁴ FK_I entspricht dem Mittelwert der FK-Indizes 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.

Tabelle A.9: Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften bei regulären Preisen

Synchronisation zwischen Geschäften (FK _{ZRP} /FK _{ZS}) [%]		β	Reguläre Preisänderungen	
			Schätzer (Standardf. ^a)	95 %-KI
Konstante		β_0	-6,43 (0,306)*** ^b	[-7,03; -5,83]
Anteil der Preisänderungen (A _{PA}) [%]		β_1	-0,87 (0,018)***	[-0,91; -0,83]
Wettbewerbsintensität (n _i)		β_2	0,04 (0,003)***	[0,03; 0,04]
Relevanz der Menükosten (FK _I) [%]		β_3	0,14 (0,012)***	[0,12; 0,16]
Unterschiede zwischen den Produktgruppen	Frischmilch (D _F)	β_4	4,11 (0,551)***	[2,03; 5,19]
	H-Milch (D _H)	β_5	15,53 (0,558)***	[14,44; 16,22]
	Butter (D _B)	β_6	5,81 (0,214)***	[5,39; 6,23]
	Margarine (D _M)	β_7	7,42 (0,174)***	[7,07; 7,76]
	Joghurt (D _J)	β_8	8,53 (0,193)***	[8,15; 8,91]
	Quarkspeise (D _Q)	β_9	1,81 (0,189)***	[1,44; 2,18]
	Sahne (D _S)	β_{10}	16,91 (1,033)***	[14,88; 18,93]
	Pudding (D _P)	β_{11}	-	-
Kettenspezifische Unterschiede	Kette 1 (D _{K11})	β_{13}	4,32 (0,313)***	[3,32; 4,53]
	Kette 2 (D _{K22})	β_{14}	5,70 (0,620)***	[4,48; 6,91]
	Kette 3 (D _{K33})	β_{15}	26,45 (0,378)***	[25,71; 27,19]
	Kette 4 (D _{K44})	β_{16}	11,52 (0,837)***	[9,88; 13,16]
	Kette 5 (D _{K55})	β_{17}	46,88 (2,440)***	[42,10; 51,67]
	Kette 6 (D _{K66})	β_{18}	41,68 (1,154)***	[39,41; 43,94]
	Kette 7 (D _{K77})	β_{19}	69,62 (0,946)***	[67,77; 71,47]
Geschäftsspezifische Unterschiede	Regiebetriebe (D _{GR})	β_{20}	6,78 (0,341)***	[6,11; 7,44]
	Filialen (D _{GF})	β_{21}	1,99 (0,121)***	[1,75; 2,23]
	Selbstständige (D _{GS})	β_{22}	1,07 (0,712)	[-0,32; 2,47]
	Discounter (D _{VKD})	β_{23}	0,53 (0,682)	[-0,80; 1,87]
	Supermärkte (D _{VKS})	β_{24}	2,42 (0,181)***	[2,07; 2,77]
	Verbrauchermärkte (D _{VKV})	β_{25}	1,43 (0,156)***	[1,12; 1,73]
Anzahl der Beobachtungen			91872	
F-Wert			1106 ***	
Bestimmtheitsmaß R ² [%]			35,82	

^a Die Standardfehler sind in beiden Modellen robust geschätzt, da die Residuen nicht homoskedastisch verteilt sind (White-Test: Empirischer Wert für $\chi^2 = 22368$ *** (reguläre Preisänderungen) bzw. $\chi^2 = 24255$ *** (Sonderangebote)). ^b *** Singifikanzniveau $\alpha = 0,01$.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

Die Schätzergebnisse in Tabelle A.9 bestätigen die herausgearbeiteten kettenspezifischen Preisstrategien und offenbaren signifikante Unterschiede der Synchronisation zwischen diesen. 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 (β_{13} - β_{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 Ketten 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 Preisadjustierungen zwischen Geschäften stärker koordiniert (Kette 7, Kette 5, Kette 6 und 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.

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_1 [1,31; 37,20] wesentlich geringer streut als FK_{ZRP} [-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 signifikanten, positiven Einfluss von geringem Ausmaß. Erhöht sich die Anzahl der Geschäfte, welche die jeweilige Marke führen, um Eins, so steigt der FK_{ZRP} im Mittel um 0,03 %.

Bei Sonderangeboten wird das Modell mit insgesamt 82506 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 A.10).

Außer für Frischmilch (Referenzgruppe) unterscheidet sich die Stärke der Synchronisation von Sonderangeboten zwischen den Produktgruppen im Mittel nur wenig. Im Mittel liegt FK_{ZS} 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 Preisänderungen, aber ein relativ geringer Anteil sonderangebotsinduzierter Preisänderungen beobachtet wird. Weiterhin sind Sonderangebote innerhalb der Ketten in den Ketten 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 Super- und Verbrauchermärkten ist die Synchronisation der Sonderangebote im Mittel höher als bei Discountern oder zwischen unterschiedlichen Vertriebskanälen ($\beta_{24} = 6,33$; $\beta_{25} = 5,43$; $\beta_{23} =$

1,85). 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-spezifische Preisstrategien und produktspezifische Unterschiede die Synchronisation der regulären Preisänderungen. Bei Sonderangeboten sind ketten- und geschäftsspezifische Merkmale von größerer Bedeutung für die Synchronisation als Produktcharakteristika.

Tabelle A.10: Bestimmungsfaktoren der Synchronisation zwischen Geschäften bei Sonderangeboten

Synchronisation zwischen Geschäften (FK_{ZRP}/FK_{ZS}) [%]		β	Sonderangebote	
			Schätzer (Standardf. ^a)	95 %-KI
Konstante		β_0	-19,79 (0,568)***	[-20,90; -18,42]
Anteil der Preisänderungen ($A_{P\bar{A}}$) [%]		β_1	-0,46 (0,011)***	[-0,48; -0,44]
Wettbewerbsintensität (n_i)		β_2	0,06 (0,003)***	[0,06; -0,07]
Relevanz der Menükosten (FK_i) [%]		β_3	-	-
Unterschiede zwischen den Produktgruppen	Frischmilch (D_F)	β_4	-	-
	H-Milch (D_H)	β_5	12,20 (0,791)***	[10,65; 13,75]
	Butter (D_B)	β_6	11,65 (0,576)***	[10,52; 12,78]
	Margarine (D_M)	β_7	10,90 (0,57)***	[9,78; 12,00]
	Joghurt (D_J)	β_8	12,23 (0,552)***	[11,15; 13,31]
	Quarkspeise (D_Q)	β_9	9,47 (0,559)***	[8,37; 10,56]
	Sahne (D_S)	β_{10}	12,88 (1,362)***	[10,21; 15,55]
	Pudding (D_P)	β_{11}	9,71 (0,570)***	[8,59; 10,83]
Kettenspezifische Unterschiede	Kaffeesahne (D_K)	β_{12}	11,81 (0,581)***	[10,67; 12,95]
	Kette 1 (D_{K11})	β_{13}	8,90 (0,319)***	[8,28; 9,53]
	Kette 2 (D_{K22})	β_{14}	5,65 (0,592)***	[4,49; 6,81]
	Kette 3 (D_{K33})	β_{15}	36,60 (0,473)***	[35,68; 37,53]
	Kette 4 (D_{K44})	β_{16}	-0,10 (0,602)	[-1,08; 1,28]
	Kette 5 (D_{K55})	β_{17}	31,98 (2,944)***	[26,21; 37,75]
	Kette 6 (D_{K66})	β_{18}	58,39 (1,508)***	[55,44; 61,35]
Geschäftsspezifische Unterschiede	Kette 7 (D_{K77})	β_{19}	5,21 (1,206)***	[2,84; 7,57]
	Regiebetriebe (D_{GR})	β_{20}	1,68 (0,265)***	[1,16; 2,20]
	Filialen (D_{GF})	β_{21}	-0,61 (0,122)***	[-0,85; -0,37]
	Selbstständige (D_{GS})	β_{22}	6,33 (0,918)***	[4,53; 8,13]
	Discounter (D_{VKD})	β_{23}	1,77 (0,745)**	[0,31; 3,23]
	Supermärkte (D_{VKS})	β_{24}	4,31 (0,198)***	[3,92; 4,69]
Verbrauchermärkte (D_{VKV})	β_{25}	5,43 (0,168)***	[5,10; 5,75]	
Anzahl der Beobachtungen			82506	
F-Wert			451 ***	
Bestimmtheitsmaß R^2 [%]			30,74	

Anmerkungen: siehe Tabelle A.9

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM (2002) GmbH.

4.A.5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

*„Multiproduct firms synchronize price changes, while price changes across firms are staggered”
(FISHER UND KONIECZNY, 2000, S. 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 steht deshalb die Frage, 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 Preisstrategie 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 zu beobachten. 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 werden 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 gleichzeitig 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 in gleichem Maße. Vielmehr verursachen idiosynkratische Schocks 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 Preisstrategie, 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. Desweiteren 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. Dieses spiegelt sich im Preisindex gesamter Warenkörbe wider. 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 zum Beitrag 4.A

- AGRAWAL, D. (1996): Effects of brand loyalty on advertising and trade promotions: A game theoretic analysis with empirical evidence. *Marketing Science* 15(1): 86-108.
- AKERLOF, G.A. UND YELLEN, J.L. (1985): A near rational model of the business cycle with wage and price inertia. *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.
- AXARLOGLOU, K. (2007): THICK MARKETS, MARKET COMPETITION AND PRICING DYNAMICS: EVIDENCE FROM RETAILERS. *Managerial and Decision Economics* 28 (7): 669-677.
- BALL, L. UND CECCHETTI, S.G. (1988): Imperfect Information and staggered price setting. *The American Economic Review* 78 (5): 999-1018.
- BALL, L. UND ROMER, D. (1989): The Equilibrium and Optimal Timing of Price Changes. *The Review of Economic Studies* 56 (2): 179-198.
- BASKHAR, V. (2002): On Endogenously Staggered Prices. *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.
- BLATTBERG, R.C., BRIESCH, R. UND FOX, E. J. (1995): HOW PROMOTIONS WORK. *MARKETING SCIENCE* 9 (3): G122-G132.
- BLINDER, A. S., CANETTI, E. R. D., LEBOW, D. E., UND J. B. RUDD (1998): *Asking About Prices.* Russell Sage Foundation, New York, New York.
- BUSCHLE, S. (1997), *Interregionale Preisunterschiede im Lebensmitteleinzelhandel.* Zentrum für regionale Entwicklungsforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen. Bd. 42, Gießen.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. UND EVANS, C. L. (2005): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *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, Workingpaper* 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. *Economics Letters* 87 (2): 279-283.
- DILLER, H. (2008): *Preispolitik.* 4. Aufl., Stuttgart.
- DOMBERGER, S. UND FIEBIG, D. G. (1993): The Distribution of Price Changes in Oligopoly. *The Journal of Industrial Economics* 41:295-313.
- FENGLER, M. UND WINTER, J. (2007): Price Variability and Price Dispersion in a Stable Monetary Environment: Evidence from German Retail Markets. *Managerial and Decision Economics* 28: 789-801.
- FISHER, T.C.G. UND KONIECZNY, J.D. (2000): Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *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. UND MÖSER, A. (2005): Psychological Prices and Price Rigidity in Grocery Retailing: Analysis of German Scanner Data? Selected Paper (RI 19471) *American Agricultural*

- tural Economics Association (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association, Annual meeting, Providence, Rhode Island 24.-27. Juli 2005.
- HERRMANN, R., MÖSER, A. UND WEBER, S.A. (2005): Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes. *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.
- HOSKEN, D. UND REIFFEN, D (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. *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"? *The American Economic Review* 67 (5): 942-948.
- KONIECZNY, J.D. UND SKRZYPACZ, A. (2005): Inflation and price setting in a natural Experiment. *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. *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. *The American Economic Review* 86 (5): 1175-1196.
- LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. UND VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics* 19 (2): 81-120.
- LEVY, D. (2007): Price Rigidity and Flexibility: Recent Theoretical Developments. *Managerial and Decision Economics* 28 (6): 523-530.
- LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2002): Staggering and Synchronization of Prices in a Low-Inflation Environment: Evidence From German Food Stores. *Agribusiness* 18 (4): 437-457.
- LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2004): Synchronization due to common shocks? Evidence from German grocery prices. *Economics Letters* 85 (1): 123-127.
- LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2009): SALES by Multi-Product Retailers: A Comment. *Managerial and Decision Economics* 30: 513-515.
- MARKTDATENKOMMUNIKATION GMBH (MADAKOM) (2002): MADAKOM Pool für Scannerdaten. Köln.
- MANKIW, N.G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics* 100 (2): 529-537.
- MORSCHETT, D, SWOBODA, B, SCHRAMM-KLEIN, H. (2006): Competitive strategies in retailing - an investigation of the applicability of Porter's framework for food retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services* 13 (4): 275-287.
- MÖSER, A. (2002): Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests. *Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft* 32. Frankfurt/ Main: DLG-Verlag.
- 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. *Journal of Business* 75 (1): 33-66.
- RICHARDS, T.J. (2006): Sales by Multi-Product Retailers. *Managerial and Decision Economics* 27: 261-277.
- SALOP, S. UND STIGLITZ, J. (1977): Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. *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. *The Review of Economic Studies* 59 (2): 331-359.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (HRSG.) (2010A): Warenkorb und Wägungsschema.
<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Preise/Verbraucherpreise/WarenkorbWaegungsschema/WarenkorbWaegungsschema,templateId=renderPrint.psml>. ABRUF: 30.6.2010
- STATISTISCHES BUNDESAMT (HRSG.) (2010B): Verbraucherpreisindex für Deutschland. Veränderungsraten zum Vorjahr in %.
<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/CONTENT/STATISTIKEN/ZEITREIHEN/WIRTSCHAFTAKTUELL/BASISDATEN/CONTENT100/VPI101J.PSML>. ABRUF: 4.3.2010.
- TAYLOR, J.B. (1979): Staggered Price Setting in a Macro Model. *The American Economic Review* 60: 108-113.
- TAYLOR, J.B. (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy* 88: 1-24.
- TAYLOR, J.B. (1999): Staggered Stagger price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of macroeconomics - 1B*: 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 Argentina. 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. *The American Economic Review* 70 (4): 651-659.

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 zum Beitrag 4.A

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:

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

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 Abweichungen der Markenpreise vom mittleren Preis innerhalb des Geschäftes gemessen:

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

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

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

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:

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

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

4.B Sonderangebote und Psychologische Preissetzung im deutschen Lebensmittel Einzelhandel

Angela Hoffmann und Kerstin Hackelbusch¹

German Journal of Agricultural Economics, (eingereicht)

Gewisola Jahrestagung 2011,

(vorherige Version des Beitrags zur Posterpräsentation angenommen)

Zusammenfassung

Sonderangebote stellen eines der zentralen Marketinginstrumente im deutschen Lebensmittel Einzelhandel dar. Sie dienen u. a. der Kundengewinnung und Kundenbindung. Es wird vermutet, dass ihre absatzsteigernde Wirkung durch die psychologische Preissetzung verstärkt werden kann. Insbesondere auf 9 endende Preise, aber auch runde Preise oder bestimmte Sonderformen (z. B. sogenannte auffällige Preisendungen) werden diesbezüglich diskutiert. Im folgenden Beitrag wird deshalb anhand von Scannerdaten aus dem deutschen LEH mithilfe von Panelmodellen untersucht, welche Absatzwirkung die psychologische Preissetzung erzielen kann und wie die positive Absatzwirkung von Sonderangeboten durch die psychologische Preissetzung beeinflusst wird. Eine signifikant positive Absatzwirkung von auf 9 endenden Preisen kann im Allgemeinen abgelehnt werden. Sowohl bei regulären Preisen als auch bei Sonderangeboten wirken auf 9 endende Preise eher negativ auf den Absatz. Lediglich auf 99 endende Preise können bei Sonderangeboten im Mittel einen signifikant positiven Effekt auf den Absatz haben. Darüber hinaus können durch die Kombination von Sonderangeboten mit auffälligen (z. B. 88) oder auf 5 endenden Preisendungen signifikant positive Absatzwirkungen realisiert werden. Die gemeinsame Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung wird durch eine Reihe von Faktoren beeinflusst. Neben formatspezifischen Unterschieden können Ungleichheiten bei Hersteller- und Handelsmarken identifiziert werden. So können bei Handelsmarken zusätzlich positive Absatzeffekte durch runde Sonderangebotspreise erzielt werden, während der Absatz von Herstellermarken in Super- und Verbrauchermärkten im Mittel signifikant positiv durch beworbene Sonderangebote mit auffälligen Preisendungen beeinflusst wird. Es zeigt sich, dass das Potenzial solcher gemeinsamen Maßnahmen bisher insbesondere von Discountern und bei Handelsmarken nur wenig ausgenutzt wird. Die vorliegende Studie gibt diesbezüglich Grund zu der Annahme, dass das Ausmaß der Preissenkungen eine wesentlich geringere Absatzwirkung als die Gestaltung der ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen (z. B. Displays) hat.

Schlüsselbegriffe

Preissetzung, Sonderangebote, Lebensmittel Einzelhandel, Scannerdaten, Deutschland.

¹ M. Sc., Universität Kiel.

Price Promotions and Psychological Pricing in German Grocery Retailing

Abstract

Price promotions play a prominent role in German grocery retailing. Their purpose is to increase store traffic and strengthen customer loyalty. Other marketing tools, like displays, feature advertisements, and psychological pricing can add to the positive impact of price promotions on sales. In this paper, we investigate the joint impact of price promotions and different pricing points on sales. Our empirical analysis shows that just-below prices tend neither to raise sales of regularly priced products nor of price promoted products. The only exception is significant price reductions combined with 99 ending prices (especially of private labels). While our results show no alternatives to regular 9 ending prices, price promotions should rather end in a 99 or be round. Moreover, repdigits (eye-catching price figures) can significantly increase sales of price promoted manufacturers' labels when other cues of price promotions exist. However, German retailers, particularly discount stores, do rarely make use of such combined marketing tools. The results indicate that consumers pay less attention to the size of price reductions than to other cues of price promotions or displays, whereby psychological pricing can intensify the impact of other marketing tools on sales.

Keywords

Pricing, Price Promotion, Grocery Retailing Sector, Scanner Data, Germany.

4.B.1 Einleitung

In den vergangenen Jahren verdoppelte sich der Umsatzanteil, den deutsche Lebensmitteleinzelhändler durch Sonderangebote erzielen; er liegt 2009 insgesamt bei 16,9 % – bei führenden Markenprodukten erreicht er sogar bis zu 30 % (SAP UND GfK, 2010). Im Allgemeinen wird ein Fünftel aller Preisänderungen bei Lebensmitteln durch Sonderangebote verursacht (HOFFMANN UND KURZ-KIM, 2006; HOSKEN UND REIFFEN, 2007).² Folglich werden Sonderangebote als eines der wichtigsten Marketinginstrumente im deutschen Lebensmitteleinzelhandel (LEH) angesehen. Verkaufsförderungsmaßnahmen wie Handzettelwerbung oder Displays unterstützen dabei die absatzfördernde Wirkung von Sonderangeboten. Desweiteren wird vermutet, dass die psychologische Preissetzung einen positiven Einfluss auf die Absatzwirkung von Sonderangeboten ausüben kann.

Psychologische Preissetzung wird in diesem Zusammenhang als Preisgestaltung verstanden, die bewusst an der absoluten und relativen Preiswahrnehmung sowie der Preisbeurteilung der Konsumenten orientiert ist (SIMON UND FASSNACHT, 2008). So hat der Preis u.a. über die wahrgenommene Preisfairness einen starken Einfluss auf die Kundenzufriedenheit und folglich auf die Kundenbindung (Loyalität) gegenüber dem Produkt und dem Geschäft (MÖSER UND HERRMANN, 2006). Die psychologische Preissetzung wird meist in der Bevorzugung von Preisstellungen, die direkt unterhalb runder Preise liegen, umgesetzt. Dabei liegt das Augenmerk nicht nur auf der Wahl des Preisniveaus, sondern hauptsächlich auf der Gestaltung der Preisendungen. Einerseits werden runde oder auf 5 endende Preise als potenzielle Qualitätsindikatoren diskutiert. Andererseits sollen auf 9 endende Preise Preisgünstigkeit suggerieren und durch sogenannte Niveaueffekte zusätzlich absatzsteigernd wirken. Letztere haben deshalb in der Literatur einen besonderen Stellenwert, obwohl ihnen in empirischen Studien nur selten eine signifikant positive Absatzwirkung zugeschrieben werden kann (STIVING UND WINER, 1997; BIZER UND SCHINDLER, 2005; BASU, 2006).

Dennoch sind auf 9 endende Preise in der Praxis überaus beliebt und deutlich überrepräsentiert (DILLER UND BRIELMAIER, 1996; EL SEHITY ET AL., 2005). So geben auch ANDERSON UND SIMESTER (2003) an, dass zwischen 30 % und 65 % der Preise mit einer 9 enden. Die Autoren äußern die Vermutung, dass diese Überrepräsentanz Grund dafür ist, dass auf 9 endende Preise nur bei regulären Preisen, nicht aber bei Sonderangeboten, positiv auf den Absatz wirken. Es bleibt dabei offen, ob andere Preisendungen (z. B. auffällige oder runde Preisendungen) bei Sonderangeboten signifikant absatzfördernd wirken (s. a. MÜLLER-HAGEDORN UND WIERICH, 2005a; SCHINDLER, 2006).³

² Sonderangebote sind *per definitionem* temporäre signifikante Preisreduktionen, die nicht auf Kosten- oder Nachfrageänderungen zurückzuführen sind (HOSKEN UND REIFFEN, 2001). Das Ziel von händlerinduzierten Sonderangeboten ist es, Neukunden in das Geschäft zu locken und Kunden langfristig an das Geschäft zu binden (BLATTBERG UND NESLIN, 1990).

³ Als auffällige Preisendungen werden in diesem Betrag sich wiederholende Ziffern (umgangssprachlich als ‚Schnapszahlen‘ und in der Mathematik als ‚Repdigits‘ bezeichnete Preisendungen) sowie 69er bzw. 96er Endungen bezeichnet.

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, anhand von Scannerdaten (2005-2008) zu untersuchen, ob auf 9 endende Preise im deutschen LEH bei Sonderangeboten und bei regulären Preisen in gleicher Weise auf den Absatz wirken und ob für andere Preisendungen ein signifikanter Absatzeffekt nachgewiesen werden kann. Ergänzend wird überprüft, inwiefern Empfehlungen zur psychologischen Preissetzung und zur Kombination mit Sonderangeboten globale Gültigkeit besitzen. Welche Gemeinsamkeiten und Unterschiede der Wirkungsweise von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung können im deutschen LEH identifiziert und wie können diese systematisiert werden?

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Theoretische Grundlagen und bisherige empirische Studien zur Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung werden in Abschnitt 2 zusammengefasst. Abschnitt 3 umfasst zuerst die Beschreibung der verwendeten Scannerdaten für Butter, Milch und Naturjoghurt und Prätests zum gemeinsamen Auftreten von Sonderangeboten und unterschiedlichen Formen der psychologischen Preissetzung im deutschen LEH. Darauf aufbauend wird mithilfe einer Paneldatenanalyse ermittelt, welchen Einfluss Sonderangebote und die psychologische Preissetzung auf den Absatz haben. Mithilfe verschiedener Modellspezifikationen, die in Abschnitt 3 erläutert werden, wird hierbei überprüft, inwiefern die Absatzeffekte der psychologischen Preissetzung zwischen den Formaten und bei Handels- und Herstellermarken differieren. Abschnitt 4 beinhaltet die zugehörigen Ergebnisse. Der Beitrag endet in Abschnitt 5 mit einer Diskussion.

4.B.2 Literaturübersicht

Die Grundannahme der psychologischen Preissetzung ist, dass neben der Wahl des Preisniveaus die Gestaltung der Preisendungen wegen sogenannter Niveau-Effekte sowie preis- und qualitätsbezogener Image-Effekte einen direkten Einfluss auf die Preiswahrnehmung haben (SCHINDLER, 1984; STIVING UND WINER, 1997). Indirekt werden durch die demnach psychologische Preissetzung die Kaufwahrscheinlichkeit und damit der Absatz positiv beeinflusst.

Grundsätzlich werden sogenannte gebrochene Preise von runden Preisen (bei denen mind. die zweite Dezimalstelle gleich null ist) sowie Glattpreisen (deren Dezimalstellen alle gleich Null sind) unterschieden. Insbesondere auf 9 endende Preise werden in diesem Zusammenhang in der Literatur hervorgehoben. Daneben finden auf 5 endende Preise und auffällige Preisendungen in der Literatur häufig Berücksichtigung (LAMBERT, 1975; MÖSER UND HERRMANN, 2006; HERRMANN UND MÖSER, 2006; SCHINDLER, 2006; FENGLER UND WINTER, 2007).

Hauptsächlich wird davon ausgegangen, dass auf 9 endende Preise signifikant höhere Absätze herbeiführen als unmittelbar darüber und darunter liegende Preise. Auf der einen Seite vernachlässigen Konsumenten die rechtsstehenden Preisinformationen und bilden Preisurteile auf Basis der von links ersten ungleichen Ziffern (Niveau-Effekte z. B. bei 79 Cent zu 80 Cent) (THOMAS UND MORWITZ, 2005). Hierdurch fallen Absatzsteigerungen bei Preissenkungen von z. B. 80 Cent auf 79 Cent stärker aus als durch die Preissenkung

c.p. zu erwarten. Sogenannte geknickte Preis-Absatz-Funktionen bzw. die Existenz sogenannter Preisschwellen werden begründet. Auf der anderen Seite lautet ein Argument für das Setzen von auf 9 endenden Preisen, dass Konsumenten solche Preise als preisgünstig (und/oder als Sonderangebote) wahrnehmen (STIVING, 2000; MÜLLER-HAGEDORN UND WIERICH, 2005b). Infolge dieser zuletzt genannten preisbezogenen Image-Effekte würde eine zusätzliche absatzsteigernde Wirkung von auf 9 endenden Preisen auch gegenüber darunter liegenden Preisen resultieren (BIZER UND SCHINDLER, 2005; BASU, 2006). Allerdings wird auf 9 endenden Preisen im Vergleich zu runden oder auf 5 endenden Preisen ein negativer qualitätsbezogener Image-Effekt zugeordnet (STIVING UND WINER, 1997).

So werden runde und auf 5 endende Preise als Qualitätsindikatoren diskutiert und könnten deshalb bei regulären Preisen und/oder bei Sonderangeboten eine positive Absatzwirkung haben (STIVING, 2000; ALLEN UND DARE, 2004). Runde Preise gelten außerdem als ehrlicher und einfacher (BRAY UND HARRIS, 2006). Der Ziffer 8 wird grundsätzlich eine beruhigende Wirkung zugeschrieben. Mithilfe auffälliger Preisendungen kann hingegen die Aufmerksamkeit der Konsumenten erhöht werden, weshalb bspw. die Endung 88 positiv auf die wahrgenommene Preisgünstigkeit von Produkten wirkt (SCHINDLER, 2006). Auffällige Preisendungen könnten folglich dazu beitragen, dass Sonderangebote eher wahrgenommen werden und damit die Kaufwahrscheinlichkeit zusätzlich erhöht wird.

Experimentell können die erwarteten Nachfragepeaks bei 9er Preisendungen bei regulären Preisen nachgewiesen werden (GEDENK UND SATTLER, 1997; HERRMANN UND MÖSER, 2006; MÖSER UND HERRMANN, 2006; SCHINDLER, 2006). Bei Sonderangeboten dagegen ist die positive Absatzwirkung von auf 9 endenden Preisen zum Teil eingeschränkt. ANDERSON UND SIMESTER (2003) erklären diese Beobachtung erstens dadurch, dass die Probanden bei anderen Hinweisen auf Sonderangebote die psychologische Preissetzung (Ziffernfolge) weniger beachten. Zweitens kann die geringe Absatzwirkung eine Folge der Überrepräsentanz von 9er Preisendungen sein. MÜLLER-HAGEDORN UND WIERICH (2005a) kommen zum genau entgegengesetzten Schluss. Im durchgeführten Experiment „wirken Sale-Zeichen [zwar] stärker als die Preisendung auf die nachgefragte Menge, [...] der Mengeneffekt durch einen gemeinsamen Einsatz von 9er-Endungen und Sale-Zeichen verringert sich [jedoch] nicht (ebd.: 22).“⁴

Bisherige empirische Studien anhand von Scannerdaten lassen für die USA und Deutschland keinen eindeutigen Schluss zur Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung im LEH zu. Bereits DALRYMPLE UND HAINES (1970) sowie KUCHER (1985) kommen zu dem Ergebnis, dass „ein signifikanter Einfluß der Preisschwelle [...] nicht nachgewiesen werden“ kann (ebd.: 40). Weiterhin wird die Wirkungslosigkeit der psychologischen Preissetzung auf den Absatz von Milch von VEERAMANI UND MAYNARD (2004) bestätigt. Die Autoren begründen den fehlenden Nachfrageeffekt durch die geringe Lagerfähigkeit der Milch und raten deshalb, die Ergebnisse nicht auf andere Produkte – oder andere Länder mit anderen Konsumgewohnheiten – zu übertragen.

⁴ Experimentelle Ergebnisse aus Großbritannien, wonach das Aufrunden von auf 9 endenden Preisen auf runde Preise zu signifikant höheren Absätzen führt, bilden eine Ausnahme (BRAY UND HARRIS, 2006).

Weniger eindeutig ablehnende Ergebnisse liefern z. B. KALYANAM UND SHIVELY (1998). Demnach haben auf 9 endende Preise bei manchen Produktkategorien aus dem Bereich der *fast moving consumer goods* (FMCG) einen erheblichen Einfluss auf den Absatz. PAUWELS ET AL. (2007) zeigen außerdem, dass Eigenpreise in den Vorperioden und die gegenwärtigen Preise der Konkurrenzprodukte (*historical and competitive benchmarks*) einen signifikanten Einfluss auf die Preisreagibilität bei regulären Preisänderungen und Sonderangeboten haben. Die Existenz von Referenzpreisen ist jedoch nur eine notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung für die Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung. Die Ergebnisse von WAGNER UND BEINKE (2006) geben Grund zu der Annahme, dass Preisschwellen nur zum Teil direkt unterhalb von runden Preisen liegen. Außerdem gibt es Wirkungen von Sonderangeboten, Verkaufsförderungsmaßnahmen und der psychologischen Preissetzung auf den Absatz. Diese können jedoch aufgrund von Multikollinearitätsproblemen nicht näher untersucht werden.

Es bleibt in bisherigen Untersuchungen zur Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung offen, inwiefern die Überrepräsentanz von auf 9 endenden Preisen und eine geringe Preisvariation für die fehlenden oder geringen Nachfrageeffekte der psychologischen Preissetzung verantwortlich gemacht werden müssen. Desweiteren kann die (fehlende) separate Berücksichtigung von Sonderangeboten und unterstützenden Verkaufsförderungsmaßnahmen eine Ursache für die geringe Absatzwirkung der 9er Preisendungen sein. Denn gerade Sonderangebote in Kombination mit Displays oder mit Handzettelwerbung haben einen signifikanten und besonders starken positiven Einfluss auf den Absatz (HERRMANN ET AL., 2002). Die Autoren gehen speziell auf Unterschiede der Wirkung von Sonderangeboten und Verkaufsförderungsmaßnahmen in Super- und Verbrauchermärkten ein, nennen aber auch die Markenstärke (Bekanntheit der Marke bzw. Markentreue) als mögliche Ursache der Effektstärke. KROLL (2000) zeigt diesbezüglich, dass die Markenstärke die Absatzwirkung von Verkaufsförderungsmaßnahmen signifikant beeinflusst. Vermutet wird außerdem, dass Unterschiede der Absatzwirkung bei Handels- und Herstellermarken existieren.

Grundsätzlich stellt die Preisstrategie ein zentrales Unterscheidungsmerkmal der Geschäfte bzw. Formate im deutschen LEH dar. Während Discounter sich durch eine klassische *everyday low price* (EDLP) Strategie am Markt profilieren, werben Super- und Verbrauchermärkte häufig mit Sonderangeboten (*high low pricing* (HiLo)) (LEVY ET AL., 1998; WEBER UND ANDERS, 2007). In engem Zusammenhang mit dieser unterschiedlichen Frequenz von Sonderangeboten in Discountern und dem übrigen LEH steht die differierende Bedeutung von Handels- und Herstellermarken in den genannten Formaten. Zum einen wird vielfach angenommen, dass Herstellermarken häufiger als Handelsmarken als Sonderangebot beworben werden (RAO, 1991; MÖSER, 2002; BERCK ET AL., 2008). Zum anderen ist der Anteil von Herstellermarken traditionell in Super- und Verbrauchermärkten höher als in Discountern (SCHMEDES, 2005). Die insgesamt daraus resultierende unterschiedliche Bedeutung von Sonderangeboten in den verschiedenen Formaten könnte auch einen signifikanten Einfluss auf das Zusammenwirken von Sonderangeboten und der psy-

chologischen Preissetzung haben. Da außerdem das Preis-Leistungs-Verhältnis bei Discountern von Konsumenten laut KPMG (2008) als besser als im übrigen LEH angesehen wird, könnten u. a. runde Preise in Discountern eine andere Bedeutung haben als in anderen Formaten. Prinzipiell gelten runde Preise als ehrlicher und bequemer (DILLER UND BRIELMAIER, 1996; KNOTEK 2008, 2010). Die zunehmende Bedeutung von auffälligen Preisendungen kann außerdem ein Indiz dafür sein, dass Lebensmitteleinzelhändler selbst einen positiven Absatzeffekt dieser auffälligen Preisendungen in Kombination mit anderen Sonderangebotshinweisen (Displays, Handzettelwerbung etc.) erwarten.

Alles in allem besteht Einigkeit darüber, dass Sonderangebote in derselben Periode absatzerhöhend wirken und damit ihrem Ziel der Kundengewinnung und -bindung zuträglich sein sollten. Anders verhält es sich mit der psychologischen Preissetzung. Hier konnten bisherige empirische Studien nur in sehr geringem Umfang die Annahme der positiven Absatzwirkung bestätigen. Insbesondere die Frage nach dem Zusammenwirken von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung bleibt offen. Ihr wird deshalb die nachfolgende empirische Analyse gewidmet.

4.B.3 Empirische Analysen

Datengrundlage

Die nachfolgenden empirischen Analysen basieren auf Scannerdaten aus den Jahren 2005-2008 von der SYMPHONYIRI GROUP Deutschland (SIG, 2010). Der Datensatz deckt 208 aufeinanderfolgende Wochen ab und umfasst neben Preis- und Absatzinformationen Angaben zu ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays sowie in den Daten und deshalb auch im weiteren als ‚Werbedamen‘ deklarierte persönliche Verkaufsförderungsmaßnahmen im Laden) sowie zu verschiedenen Geschäftscharakteristika (Format, Standort, Größe etc.). Zur Beantwortung der Fragestellungen konzentriert sich die Analyse auf Butter, Milch und Naturjoghurt. Milchprodukte stehen im Fokus des Wettbewerbs und der Konsumenten, da es sich um sogenannte Eckartikel (hohe Konsumfrequenz und Käuferreichweite) handelt (NYSTRÖM, 1970; DILLER, 2008). Daher ist u.a. anzunehmen, dass die Preissensitivität der Konsumenten und der Anteil der Sonderangebote bei diesen Produkten besonders hoch sind (SAP UND GFK, 2010). Bei Butter, Milch und Naturjoghurt handelt es sich außerdem um homogene (und deshalb innerhalb der Produktkategorie leicht substituierbare) Güter. Dies wiederum verstärkt – aus Sicht des Konsumenten – die Bedeutung des Preises als zentrales Entscheidungskriterium bei der Produktwahl und – aus Sicht des Lebensmitteleinzelhändlers – die Wichtigkeit preislicher Verkaufsförderungsmaßnahmen (DILLER, 2008).

Für alle drei Produkte werden Scannerdaten aus den je 10 umsatzstärksten Discountern, Supermärkten und Verbrauchermärkten und nur solche Artikel einbezogen, für die in allen 208 Wochen Preis- und Absatzinformationen zur Verfügung stehen. Durch diese Restriktionen ergeben sich die im Folgenden näher beschriebenen drei Teilstichproben, die in Größe und Zusammensetzung stark differieren. Die erste Teilstichprobe umfasst 39.936 Beobachtungen (192 Zeitreihen mit je 208 Wochen) für Butter, die zweite Teil-

stichprobe umfasst 53.248 Beobachtungen (256 Zeitreihen) für Milch. Für Naturjoghurt liegen insgesamt 47.008 Beobachtungen (226 Zeitreihen) vor. Die nachfolgenden deskriptiven Analysen werden getrennt für die Produkte durchgeführt, um produktbezogene Differenzen des Einsatzes von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung herauszustellen.

Die Bedeutung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung

Bevor die Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung auf den Absatz untersucht wird, liefert dieser Abschnitt einen Überblick über die Bedeutung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung bei den verschiedenen Produkten und in den unterschiedlichen Formaten. Der unterschiedliche Einsatz von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung in den Formaten kann entweder eine Ursache oder bereits ein Anzeichen für eine differierende Absatzwirkung in Discountern, Super- und Verbrauchermärkten sein.

Die ungleiche Bedeutung von Sonderangeboten kann Tabelle B.1 entnommen werden. Bspw. werden bei Naturjoghurt in Discountern nur in 1,4 % der Fälle Sonderangebote beobachtet, während der Anteil von Sonderangeboten in Verbrauchermärkten mehr als 6 % beträgt.

Tabelle B.1: Einfluss von Sonderangeboten auf die Preisverteilung nach Produkten und Formaten im Datensatz

Format	Discounter			Supermärkte			Verbrauchermärkte		
	Alle	Reg P ^{a)}	SA ^{b)}	Alle	Reg P	SA	Alle	Reg P	SA
Butter	N = 2.704			N = 8.528			N = 28.704		
Anteil _N [%]	100,0	86,0	14,0	100,0	91,4	8,6	100,0	88,1	11,9
μ_P [Cent] ^{c)}	95,4	96,6	88,2	129,2	129,4	126,7	119,5	121,5	104,6
VK [%] ^{d)}	25,5	25,4	24,0	27,6	27,6	28,4	35,9	36,2	28,2
Modus [Cent]	75	75	79	129	129	99	129	139	99
Milch	N = 3.120			N = 17.472			N = 32.656		
Anteil _N [%]	100,0	92,6	7,4	100,0	94,4	5,1	100,0	91,4	8,6
μ_P [Cent]	61,1	61,4	57,9	78,9	79,2	73,7	87,7	88,5	79,5
VK [%]	21,1	20,8	23,4	30,0	29,9	31,0	29,8	29,9	26,5
Modus [Cent]	49	49	49	55	55	49	79	79	79
Naturjoghurt	N = 2.080			N = 14.144			N = 30.784		
Anteil _N [%]	100,0	98,6	1,4	100,0	97,8	2,2	100,0	93,9	6,1
μ_P [Cent]	41,0	41,1	31,7	77,8	77,9	74,4	83,0	83,1	81,7
VK [%]	13,4	13,2	9,9	46,7	46,9	28,9	56,6	28,9	53,7
Modus [Cent]	39	39	31	99	99	79	49	49	79

Anmerkungen: a) Reguläre Preise (Reg P) sind alle Preisbeobachtungen, die in den SIG-Datensätzen nicht als Sonderangebote gekennzeichnet sind (s. a. b)), b) Sonderangebotspreise (SA) sind solche Preise, die mind. 5 % und nicht länger als sechs Wochen unter dem Referenzpreis liegen. Der Referenzpreis ist dabei der Preis, der zuletzt sechs Wochen in Folge gültig war, c) Mittlerer Preis in Cent je Packung bzw. Becher, d) Variationskoeffizient ($V = \sigma_P / \mu_P * 100$ %), wobei σ_P = mittlere Standardabweichung der Preise je Packung bzw. Becher.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der SIG (2010).

Über alle Formate hinweg wird Butter häufiger als Milch und Milch häufiger als Naturjoghurt als Sonderangebot beworben (Tabelle B.1). Dies entspricht den Erwartungen zur Sonderangebotshäufigkeit bei den Produkten, die auf Basis der Angaben der GfK und SAP (2010) formuliert werden können. Verbrauchermärkte bieten erwartungsgemäß am häufigsten Sonderangebote und Discounter die wenigsten Sonderangebote an.

Die auf den ersten Blick abwegigen Ergebnisse zu den häufigsten Preisen, z. B. in Verbrauchermärkten, lassen sich dadurch erklären, dass es sich jeweils um den Modus aller bzw. der regulären Preise im Vergleich zum Modus der Sonderangebotspreise handelt. Die Ergebnisse werden verständlich, wenn man bspw. davon ausgeht, dass viele Produkte (Handelsmarken) zum relativ günstigen und einheitlichen Preis von hier 49 Cent angeboten werden. Diese günstigen Produkte werden jedoch im Gegensatz zu teureren Produkten, deren Sonderangebotspreis 79 Cent beträgt, nur sehr selten zu reduzierten Sonderangebotspreisen angeboten.

Die mittleren Preise sind bzw. das Preisniveau ist in Discountern im Mittel mit und ohne Sonderangebote niedriger als im übrigen LEH. Um eine möglichst gute Abdeckung aller in Frage kommenden Preisstellungen zu gewährleisten, streuen die Preise relativ stark. Die ungleichen Eigenschaften (z. B. Packungsgrößen, Handels- und Herstellermarken) der einzelnen Artikel müssen jedoch bei der nachfolgenden Analyse berücksichtigt werden. Denn diese Eigenschaften können einen wesentlichen Einfluss auf die Preisgestaltung haben.

So ist bspw. in Tabelle B.2 dargestellt, dass die mittleren Preisniveaus bei Handelsmarken bei allen Produkten und in allen Formaten deutlich unterhalb der mittleren Preisniveaus der Herstellermarken liegen. Weiterhin liegt der Anteil der Handelsmarken in Discountern deutlich über den Anteilen der Handelsmarken in Super- und Verbrauchermärkten. Während bspw. in Discountern immer etwa $\frac{2}{3}$ der Preisbeobachtungen von Handelsmarken stammen, beträgt der Anteil der Handelsmarken bei Butter in Verbrauchermärkten weniger als 5 %. In Supermärkten sind sogar überhaupt keine Preisbeobachtungen für Handelsmarken in der Teilstichprobe enthalten.

Bezüglich der zuvor geäußerten Hypothese, dass die Frequenz von Sonderangeboten bei Herstellermarken höher liegt als bei Handelsmarken, lassen die Ergebnisse in Tabelle B.2 keinen eindeutigen Schluss zu (MÖSER, 2002; BERCK ET AL., 2008). In der Mehrzahl der Fälle werden Herstellermarken häufiger zu reduzierten Preisen angeboten als Handelsmarken, jedoch übersteigt bspw. in Discountern bei Butter die Sonderangebotsfrequenz von Handelsmarken diejenige bei Herstellermarken um den 2,5-fachen Wert. Auch bei den beworbenen Sonderangeboten kann kein eindeutiges Urteil zur Bevorzugung von Herstellermarken in der Werbung abgeleitet werden. Gleichwohl können die ungleiche Bedeutung und Positionierung (Sonderangebote, Verkaufsförderungsmaßnahmen) von Handelsmarken in den Formaten wesentlichen Einfluss auf die Interaktion von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung haben.

Tabelle B.2: Bedeutung und Preissetzung von Handels- und Herstellermarken nach Produkten und Formaten im Datensatz

Format	Discounter		Supermärkte		Verbrauchermärkte	
	Hersteller ^{a)}	Handel ^{a)}	Hersteller	Handel	Hersteller	Handel
Butter	N = 2.704		N = 8.528		N = 28.704	
Anteil _N [%]	30,8	69,2	100	n.v. ^{e)}	95,7	4,3
μ_P [Cent] ^{b)}	129,2	81,8	129,2	n.v.	120,9	89,4
Anteil _{SA} [%] ^{c)}	7,3	17,0	8,6	n.v.	11,9	11,3
Anteil _{Werb} [%] ^{d)}	0,4	0,4	2,2	n.v.	3,4	0,5
Modus [Cent]	119	75	129	n.v.	129	75
Milch	N = 3.120		N = 17.472		N = 32.656	
Anteil _N [%]	33,3	66,7	72,6	27,4	90,4	9,6
μ_P [Cent]	74,6	54,3	83,1	68,0	89,0	75,4
Anteil _{SA} [%]	6,0	8,2	5,3	4,3	8,6	8,9
Anteil _{Werb} [%]	3,2	0,7	1,4	1,4	1,7	3,9
Modus [Cent]	69	49	99	49	79	55
Naturjoghurt	N = 2.080		N = 14.144		N = 30.784	
Anteil _N [%]	10,0	90,0	85,3	14,7	85,1	14,9
μ_P [Cent]	31,5	42,0	79,0	70,7	90,4	40,6
Anteil _{SA} [%]	1,4	1,4	2,5	0,8	6,3	5,1
Anteil _{Werb} [%]	0,0	2,2	1,2	1,8	1,1	0,1
Modus [Cent]	30	39	99	99	89	49

Anmerkungen: a) Herstellermarken und Handelsmarken werden im Datensatz separat gekennzeichnet, b) Mittlerer Preis in Cent, c) Anteil der Sonderangebote an den jeweiligen Preisbeobachtungen für alle Hersteller- bzw. Handelsmarken im Format, d) Anteil der beworbenen Sonderangebote an den jeweiligen Preisbeobachtungen für alle Hersteller- bzw. Handelsmarken im Format, e) nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der SIG (2010).

Es wird deshalb im weiteren *en detail* auf das gemeinsame Auftreten von Sonderangeboten und auffälligen Preisendungen eingegangen (Tabelle B.3). Mithilfe einer Kontingenzanalyse wird überprüft, ob sich die Preisgestaltung zwischen regulären Preisen und Sonderangeboten mit und ohne ergänzende Verkaufsförderungsmaßnahmen signifikant unterscheidet. Hierfür werden in Tabelle B.3 die relativen beobachteten Häufigkeiten der einzelnen Preisendungen bei regulären Preisen und Sonderangeboten miteinander verglichen. Gäbe es keinen Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung (H_0 kann nicht abgelehnt werden), wäre dies ein Indiz dafür, dass Händler bei Sonderangeboten und regulären Preisen dieselben Erwartungen bezüglich der positiven Absatzwirkung haben.

Tabelle B.3: Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und psychologischen Preisen nach Produkten und Formaten im Datensatz

Relative Häufigkeiten [%]	Discounter			Supermärkte			Verbrauchermärkte		
	Reg P ^{a)}	SA ^{b)}	SA _{bew} ^{c)}	Reg P	SA	SA _{bew}	Reg P	SA	SA _{bew}
Butter (Chi²)	N = 2.704 (318*** ^{d)}			N = 8.528 (626***)			N = 28.704 (110***)		
Total	86,0	13,9	0,1	91,4	7,2	1,4	88,1	9,0	2,9
Runde Preise	0,0	0,8	0,0	0,8	3,4	4,3	3,4	8,2	4,1
5er Preis- endung	40,7	23,7	0,0	10,1	2,1	8,6	14,8	11,3	9,1
8er Preis- endung	0,5	0,0	0,0	1,3	3,3	3,5	5,1	5,1	2,8
9er Preis- endung	47,4	53,7	100,0	78,0	70,0	43,1	52,1	35,7	65,8
Auffällige Preise	1,4	0,0	0,0	6,1	6,7	19,8	11,0	8,6	8,6
CR2 [%]^{e)}	88,1	77,4	100,0	88,1	76,7	62,9	66,9	47,0	74,9
Milch (Chi²)	N = 3.120 (727***)			N = 17.472 (1500***)			N = 32.656 (1400***)		
Total	92,6	6,4	1,1	94,9	4,5	0,6	91,4	7,2	1,4
Runde Preise	0,1	3,0	0,0	0,9	5,2	3,9	3,0	6,0	6,5
5er Preis- endung	6,6	10,1	18,2	24,2	11,9	6,9	21,9	15,1	7,8
8er Preis- endung	1,6	1,5	3,0	1,7	2,4	2,9	2,5	4,9	3,4
9er Preis- endung	47,1	33,2	30,3	48,5	34,3	14,7	46,5	30,8	38,2
Auffällige Preise	33,8	10,6	30,3	18,4	14,1	30,4	12,9	11,8	24,6
CR2 [%]	80,9	57,8	60,6	72,7	48,3	45,1	68,4	45,9	62,7
Natur- joghurt (Chi²)	N = 2.080 (1800***)			N = 14.144 (1400***)			N = 30.784 (2400***)		
Total	98,6	1,4	n.v. ^{f)}	97,8	1,7	0,5	93,9	5,7	0,4
Runde Preise	6,8	0,0	n.v.	2,9	2,1	6,8	1,7	9,0	0,8
5er Preis- endung	6,6	10,3	n.v.	19,6	5,4	4,1	19,5	11,5	17,5
8er Preis- endung	0,5	3,4	n.v.	1,8	5,0	1,4	2,4	8,7	0,8
9er Preis- endung	86,0	0,0	n.v.	68,2	37,2	45,9	53,4	22,0	60,0
Auffällige Preise	0,0	0,0	n.v.	4,0	27,2	16,2	8,4	12,0	16,7
CR2 [%]	92,8	75,9	n.v.	87,8	64,4	62,2	73,0	33,9	77,5

Anmerkungen: a) Reguläre Preise (Reg P), b) Sonderangebotspreise (SA), die wie in den Anmerkungen Tabelle B.1 definiert werden. Die Unterschiede ergeben sich durch die hier zusätzlich vorgenommene Separation von beworbenen Sonderangeboten wie nachfolgend beschrieben, c) beworbene Sonderangebotspreise (SA_{bew}) sind solche Preise bei denen neben Sonderangeboten (signifikanten temporären Preissenkungen) zeitgleich ergänzende Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays oder Werbedamen) beobachtet werden, d) Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 kann die Nullhypothese verworfen werden, nach der kein Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung besteht. Der empirische Chi²-Wert ergibt sich auf Basis der Häufigkeitsverteilung der Preisendungen, wobei zusätzlich zu den aufgeführten Preisstellungen auf 1, 2, 3, 4, 6 und 7 endende Preise separat betrachtet wurden, weshalb der kritische Chi²-Wert (FG = 20, $\alpha = 0,01$) 37,57 beträgt, e) Die Konzentrationsrate der zwei am häufigsten vorkommenden Preisendungen (CR2) ergibt sich aus der Summe der relativen Häufigkeiten dieser beiden Preisendungen, f) nicht verfügbar.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der SIG (2010).

Kann dagegen die Nullhypothese abgelehnt werden, ist dies ein Hinweis darauf, dass Händler Sonderangebotspreise anders als reguläre Preise gestalten – vermutlich, weil sie absatzwirksame Interaktionen von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung erwarten. Die Gleichverteilung der Preisendungen bei regulären Preisen und Sonderangeboten kann in allen neun Fällen (drei Produkte und drei Formate) mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 abgelehnt werden. Meist wird diese Ungleichverteilung durch die höhere relative Häufigkeit von auffälligen Preisendungen bei Sonderangeboten als bei regulären Preisen bedingt (Tabelle B.3). Bspw. beträgt bei Butter der Anteil von auffälligen Preisendungen bei regulären Preisen in Supermärkten 6,1 %, bei beworbenen Sonderangeboten sind es 19,8 %. Dies trifft jedoch keinesfalls in allen Formaten zu. So ist der Anteil der auffälligen Preisendungen bei Butter in Verbrauchermärkten bei Sonderangeboten kleiner als bei regulären Preisen. Der Anteil der auf 9 endenden Preise ist bei Sonderangeboten meist niedriger als bei regulären Preisen.

Desweiteren belegen die Ergebnisse die starke Konzentration der Preisendungen auf wenige Preisendungen – am stärksten im Discounter. Genauso wie bei HERRMANN UND MÖSER (2006) ist die Konzentrationsrate (CR2) der zwei häufigsten psychologischen Preise bei Sonderangeboten im Mittel niedriger als bei regulären Preisen. Bei Sonderangeboten mit ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen (bei beworbenen Sonderangeboten) trifft dies jedoch nicht immer zu. Ferner unterscheiden sich die häufigsten Preisendungen zwischen regulären Preisen, Sonderangeboten und beworbenen Sonderangeboten. Während bei regulären Preisen meist 9er und 5er Preisendungen die psychologische Preissetzung dominieren, kommen auffällige Preisendungen verstärkt bei beworbenen Sonderangeboten zum Einsatz.

Separate Kontingenzanalysen zur Verteilung der Preisendungen bei Hersteller- und Handelsmarken lassen keine systematischen Unterschiede der Preisgestaltung bei Hersteller- und Handelsmarken zu (Tabelle B.4). Zwar ist bei regulären Butterpreisen die häufigste Preisendung bei Handelsmarken die 5 und bei Herstellermarken die 9, bei Milch und Naturjoghurt gilt dies jedoch nicht. Bei Naturjoghurt werden ungewöhnlich häufig 8er Preisendungen bei Sonderangeboten bei Handelsmarken und häufiger als bei Herstellermarken beobachtet. Auffällig ist außerdem die extrem niedrige relative Häufigkeit von beworbenen Sonderangeboten bei Handelsmarken für Butter und Naturjoghurt.

Für die Untersuchung der Absatzwirkung ist diese Deskription zur Kombination von Sonderangeboten mit der psychologischen Preissetzung in mehrfacher Hinsicht von Bedeutung: Erstens haben Sonderangebote in allen Formaten einen signifikanten Einfluss auf die Preisgestaltung. Der Anteil der Sonderangebote unterscheidet sich sowohl zwischen den Produkten als auch zwischen den Formaten. Zweitens sind 9er Preisendungen bei allen Produkten und Formaten überrepräsentiert. Die übrigen Preise konzentrieren sich fast ausschließlich auf 5er, auffällige und runde Preisendungen. Bezüglich der psychologischen Preissetzung können nicht nur signifikante Unterschiede zwischen regulären Preisen und Sonderangeboten festgestellt werden, sondern auch zwischen den Produkten und Formaten. Eine Aggregation der Einzeldaten über alle Produkte und Formate hinweg

birgt demzufolge die Gefahr, individuelle Effekte als Interaktionen von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung fehl zu interpretieren. Insbesondere auf die format-spezifischen Effekte und die Unterschiede zwischen Hersteller- und Handelsmarken wird im Folgenden eingegangen.

Tabelle B.4: Sonderangebote und psychologische Preissetzung bei Handelsmarken und Herstellermarken nach Produkten im Datensatz

Relative Häufigkeiten [%]	Handelsmarken			Herstellermarken		
	Reg P ^{a)}	SA ^{b)}	SA _{bew} ^{c)}	Reg P	SA	SA _{bew}
Butter (Chi²)	N = 3.120 (44 ^{d)})			N = 36.816 (1300***)		
Total	85,3	14,6	0,1	89,0	8,5	2,5
Runde Preise	0,7	2,4	33,3	2,8	7,2	4,1
5er Preis- endung	55,3	22,8	0,0	12,2	9,3	9,1
8er Preis- endung	1,7	1,3	0,0	4,1	4,6	2,9
9er Preis- endung	23,6	44,4	66,7	60,3	43,4	63,1
Auffällige Preise	3,4	0,4	0,0	9,8	8,3	10,0
CR2 [%]^{e)}	78,9	67,2	100,0	89,0	52,7	72,2
Milch (Chi²)	N = 9.984 (2100***)			N = 43.264 (1600***)		
Total	93,4	5,6	1,0	92,4	6,4	1,0
Runde Preise	1,5	2,9	11,3	2,3	6,2	4,5
5er Preis- endung	9,5	6,6	5,2	24,7	15,5	8,8
8er Preis- endung	3,0	3,2	2,1	2,0	4,3	3,5
9er Preis- endung	41,2	24,4	14,4	48,6	33,2	37,4
Auffällige Preise	26,1	13,6	28,9	13,6	12,0	25,3
CR2 [%]	67,3	47,2	46,4	73,3	48,8	62,8
Natur- joghurt (Chi²)	N = 8.528 (2800***)			N = 38.480(2100***)		
Total	96,8	3,2	0,1	94,9	4,6	0,5
Runde Preise	0,7	5,9	20,0	2,7	8,4	2,6
5er Preis- endung	5,4	11,4	0,0	22,0	10,7	12,7
8er Preis- endung	2,3	16,9	0,0	2,1	6,8	1,1
9er Preis- endung	81,4	7,4	40,0	54,5	25,9	55,0
Auffällige Preise	3,2	8,5	0,0	7,4	14,4	16,9
CR2 [%]	86,8	35,7	60,0	76,6	40,3	72,0

Anmerkungen siehe Tabelle B.3.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der SIG (2010).

Da auffällige Preisendungen signifikant häufiger bei beworbenen Sonderangeboten auftreten als bei ‚nur‘ signifikanten Preisänderungen, muss die Absatzwirkung von beworbenen Sonderangeboten separat berücksichtigt werden. Desweiteren verhindert die hohe Konzentration auf nur wenige Preisendungen die separate Betrachtung aller möglichen Preisendungen. Aus diesem Grunde wird im Folgenden die Absatzwirkung der am häufigsten verwendeten Preisendungen modelliert. Gemäß der Fragestellungen steht die Absatzwirkung von auf 5, 9 oder 99 endenden Preisen sowie von auffälligen Preisendungen (11, 22, 33, 44, 55, 66, 69, 77, 88, 96) und runden Preisen (0, 00) im Vergleich zur Referenzgruppe der übrigen eher untypischen und/oder unauffälligen Preisendungen im Fokus.

Messung der Absatzwirkung

Neben individuellen Effekten der Produkte und Formate (einzelne Artikel im jeweiligen Geschäft) muss grundsätzlich eine dynamische Beziehung zwischen Preisen und Absatz angenommen werden (z. B. HERRMANN ET AL., 2002). So wirken Sonderangebote (oder andere Verkaufsförderungsmaßnahmen) in derselben Periode absatzerhöhend, können jedoch in den folgenden Perioden den Absatz verringern, weil Konsumenten bei Sonderangeboten (bzw. anderen Verkaufsförderungsmaßnahmen) Lagerhaltung betreiben können (vgl. NIJS ET AL., 2001). Daneben haben Konkurrenzpreise einen wesentlichen Einfluss auf die Referenzpreise, die letztendlich die Kaufwahrscheinlichkeit und die Höhe des Absatzes mit bestimmen (PAUWELS ET AL., 2007).

Die folgende Modellspezifikation stellt somit den Ausgangspunkt bei der Beschreibung von Preis-Absatz-Beziehungen im LEH dar:

$$(B.1) \quad \ln(S_t) = \lambda_0 + \lambda_1 \ln(P_t) + \lambda_2 \ln(P_{t-1}) + \lambda_3 \ln(KP_t) + \lambda_4 SA_t + \lambda_5 SA_{t-1} + \varepsilon_t.^5$$

Die Verwendung der natürlichen Logarithmen von Preis $\ln(P_t)$ und Absatz $\ln(S_t)$ führt dazu, dass die geschätzten Parameter als Elastizitäten zu interpretieren sind. Um konkret zu beantworten, ob und wie Sonderangebote und die psychologische Preissetzung (z. B. auf 9 endende, auffällige und runde Preisendungen) auf den Absatz wirken, wird das Modell als Panel formuliert und eine Reihe von Dummyvariablen (Promo, D^{PsychP} , SA, SA^{PsychP} , SA_{bew} , $SA_{\text{bew}}^{\text{PsychP}}$) aufgenommen (Anhang zum Beitrag 4.B). Der Effekt der Konkurrenzpreise (in diesem Fall von Substituten) wird mithilfe der kontemporären Änderungen der mittleren gewichteten Konkurrenzpreise $\ln(KP_{i,t})$ in derselben Produktkategorie und im selben Format abgebildet. Es wird erwartet, dass dieser Effekt positiv ist.

⁵ Wobei der Absatz in der jeweiligen Periode S_t ($t=1, \dots, T$) eine Funktion des Preises P_t sowie der Absätze und Preise der Vorperioden S_{t-1} , P_{t-1} ist und $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon)$. Da Konsumenten im LEH kurzfristig keinen Einfluss auf den Preis haben, kann angenommen werden, dass der Absatz vom Preis abhängt, nicht aber *vice versa* (MÖSER, 2002).

Desweiteren werden Absatzpeaks vor Feiertagen berücksichtigt (vgl. CHEVALIER ET AL., 2003):⁶

$$(B.2) \quad \ln(S_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{i,t}) + \beta_2 \ln(KP_{i,t}) + \delta_1 \text{Promo} + \delta_2 D^{\text{PsychP}} + \delta_3 SA \\ + \delta_4 SA^{\text{PsychP}} + \delta_5 SA_{\text{bew}} + \delta_6 SA_{\text{bew}}^{\text{PsychP}} + \gamma D_F + \alpha_{i,t} + v_{i,t}, \text{ mit } v_{i,t} \sim N(0, \sigma_{v_{i,t}}).$$

Das Panelmodell wird infolge des Spezifikationstests nach HAUSMAN (1978) als Fixed Effekt Modell geschätzt, denn der konsistente Schätzer des Fixed Effekt Modells ist dem Test zufolge dem effizienteren Schätzer des Random Effekt Modells vorzuziehen (TORRES-REYNA, 2011). Es muss weiterhin davon ausgegangen werden, dass zum einen eine starke Korrelation der Residuen über die individuellen Beobachtungen (z. B. örtliche Korrelation) hinweg vorliegt (PESARAN, 2004). Zum anderen müssen die Annahmen der Homoskedastizität und der Freiheit von Autokorrelation der Residuen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha=0,1$ abgelehnt werden. Zur Berücksichtigung der Korrelation der Residuen wird nach HOECHLE (2007) eine auch bei Quer- und Längsschnittkorrelationen robuste Modellspezifikation mit DRISCOLL UND KRAAY (1998) Standardfehlern verwendet. Auf Basis von Informationskriterien werden als Ordnung der Autokorrelation im Modell 4 festgelegt und die Variablen als stationär angenommen (LEVIN ET AL., 2002).

Um trotz dieser Spezifikation auf die unterschiedliche Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung in den verschiedenen Formaten und bei Hersteller- und Handelsmarken eingehen zu können, werden Panelmodelle für das jeweilige Format und für Hersteller- und Handelsmarken getrennt formuliert. Es ist bei dem Fixed Effekt Modell nicht möglich, Dummies für Zustandsbeschreibungen einzufügen, die sich beim jeweiligen Produkt über den Zeitraum, in dem die Preisreihe beobachtet wurde, nicht ändern, wie die Eigenschaft der Handelsmarke oder das Format des Geschäftes. In diesem Sinne ist es auch nicht möglich den Einfluss der Markenstärke gemäß KROLL (2000) mithilfe der gewählten Modellspezifikation näher untersuchen. Zur Beschreibung der Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung wird als Basis die oben formulierte Spezifikation gewählt und durch schrittweisen Ausschluss der nicht-signifikanten (nicht-relevanten) exogenen Variablen das Modell mit der besten Anpassung identifiziert (BEALE, 1970). Die resultierenden Modellspezifikationen unterscheiden sich damit, weil z. B. in Discountern nur sehr wenige Sonderangebote mit unterstützenden Verkaufsförderungsmaßnahmen auftreten, wodurch hier eine Schätzung der Effekte von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung aufgrund von Multikollinearität zum Teil nicht möglich ist.⁷

4.B.4 Ergebnisse

In Tabelle B.5 sind die Panelschätzungen für alle Items (Produkt-Geschäfts-Kombinationen) gemeinsam sowie separat für Hersteller- und Handelsmarken in den drei Formaten (Discounter, Super- und Verbrauchermärkte) aufgeführt; sie werden im Folgenden näher erläutert.

⁶ Erläuterungen zu den Variablen in Appendix 1.

⁷ Die resultierenden Spezifikationen können Tabelle B.5 entnommen werden.

Die Schätzer für die kurzfristigen Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten sind alle signifikant von Null verschieden und haben die erwarteten Vorzeichen. Auffallend sind die vergleichsweise hohen Preiselastizitäten in Discountern, insbesondere bei Handelsmarken, wo Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten Werte vom Betrage her höher als 13 annehmen. Weiterhin zeigt sich, dass die Kreuzpreiselastizitäten bei Handelsmarken größer als bei Herstellermarken sind.

Darüber hinaus haben die Wochen vor den Feiertagen Ostern und Pfingsten erwartungsgemäß einen signifikant positiven Einfluss auf die endogene Absatzvariable. Demgegenüber werden die untersuchten Milchprodukte in der Adventszeit in der Regel nicht stärker nachgefragt. Der positive und signifikante Schätzer im Fall von Herstellermarken in Verbrauchermärkten weist darauf hin, dass in der Vorweihnachtszeit präferiert Verbrauchermärkte gewählt und/oder hier zu dieser Zeit Handelsmarken durch Herstellermarken substituiert werden. Die Modelle erklären zwischen knapp 20 % und über 70 % der Streuung der endogenen Absatzvariable. Der relativ hohe Erklärungsgehalt der Modelle im Fall von Discountern kann vermutlich dadurch begründet werden, dass hier die Preisensibilität der Konsumenten besonders hoch ist und damit der Preis respektive preisliche Verkaufsförderungsmaßnahmen die zentralen Wettbewerbsinstrumente darstellen.

In Super- und Verbrauchermärkten haben Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays und Werbedamen) einen signifikanten und im Mittel relativ starken positiven Effekt auf den Absatz. An dieser Stelle muss darauf hingewiesen werden, dass der fehlende Effekt in Discountern am ehesten durch den geringen Einsatz von Verkaufsförderungsmaßnahmen begründet werden kann. Erstaunlicherweise ist die Absatzwirkung von Sonderangeboten im Mittel nicht nur geringer als die von beworbenen Sonderangeboten, sondern auch geringer als die von Verkaufsförderungsmaßnahmen (ohne signifikante Preissenkungen). Signifikante Preissenkungen wirken demnach nur bei Herstellermarken in Super- und Verbrauchermärkten signifikant positiv auf den Absatz. Dies ist vermutlich der Fall, weil lediglich markentreue Konsumenten solche nicht zusätzlich beworbenen Sonderangebote berücksichtigen, indem sie Lagerhaltung betreiben bzw. ihren Konsum zeitlich und bewusst an den Preissenkungen orientieren (BLATTBERG ET AL., 1981). Desgleichen profitieren Super- und Verbrauchermärkte sowie Herstellermarken stärker als Discounter von beworbenen Sonderangeboten. Ein Grund für diese Beobachtung ist jedoch abermals, dass insbesondere Discountern nur wenige preisliche und ergänzende Verkaufsförderungsmaßnahmen durchführen werden (vgl. Abschnitt 3.2).

Im Hinblick auf die erste zentrale Fragestellung zur Absatzwirkung von auf 9 endenden Preisen liefern die Schätzungen überraschende Ergebnisse (Tabelle B.5). Bei Butter, Milch und Naturjoghurt wirken auf 9 endende Preise demnach v. a. bei regulären Preisen im Mittel nicht absatzfördernd. Erwähnt werden muss jedoch, dass auch keine der übrigen explizit berücksichtigten Preisendungen (5er, 8er, auffällige und runde Preisendungen) bei regulären Preisen signifikant positiv auf die endogene Absatzvariable wirken.

Tabelle B.5: Absatzwirkung von Sonderangeboten und psychologischer Preissetzung

ln(Absatz _{i,t}) ^{a)}		Alle	Herstellermarken			Handelsmarken		
Format ^{b)}			Disc	SM	VM	Disc	SM	VM
Items ^{c)}		674	10	160	400	28	33	43
ln(Preis _{i,t})		-0,97***	-1,72***	-0,80***	-0,98***	-13,51***	-0,77***	-1,03***
ln(KPreis _{i,t})		0,24***	0,48***	0,48***	0,20***	13,30***	2,93***	2,75***
Psychologische Preissetzung	VKFM	0,68***		0,48***	0,96***	.	.	1,58***
	5er Preise	-0,22***	-0,31***	-0,24***	-0,08***	-0,35***	-0,16***	-0,82***
	8er Preise	-0,28***	0,13***	-0,43***	-0,23***	-0,19***	-0,74***	.
	9er Preise	-0,27***	-0,18***	-0,37***	-0,09***	.	-0,47***	-0,25***
	99er Preise	-0,66***	-0,59***	-0,44***	-0,27***	.	-0,96***	-0,89***
	Auffällige P ₁	-0,24***	.	0,62***	-0,27***	-3,11***	.	-1,06***
	Auffällige P ₂	. ^{e)}	.	-0,26***	-0,11***	0,43***	-0,62***	.
	Runde Preise ^{d)}	-0,26***	-0,83***	-1,10***	.	-1,69***	-0,71***	-1,00***
Sonderangebote		0,34***	-0,42***	0,31***	0,25***	-0,52***	-0,40***	.
SA und psych. Preissetzung ^{e)}	5er Preise	.	0,90***	.	0,20**	0,33***	.	-0,86***
	8er Preise	.	-0,61***	.	0,22**	-1,70***	.	.
	9er Preise	.	0,33**	-0,29***	.	.	0,25***	0,47
	99er Preise	0,58***	1,61***	-0,38***	0,66***	.	2,07***	.
	Auffällige P ₁	.	.	-1,14***	.	.	0,86***	.
	Auffällige P ₂	-0,44***	0,40***	-0,52***
	Runde Preise	.	.	0,84**	.	0,66*	0,89***	.
Sonderangebote _{bew}		1,18***	0,41***	.	1,84***	-2,71***	-0,69**	2,92***
SA _{bew} und psych. Preissetzung	5er Preise	0,67***	-0,62**	1,21***
	8er Preise	.	.	0,73***	.	.	.	-2,97***
	9er Preise	.	.	0,44***	-0,56***	1,85***	1,35***	-3,13***
	99er Preise	.	-0,87***	1,09***	-0,77***	.	.	.
	Auffällige P ₁	.	.	0,95***	.	4,37***	.	1,32***
	Auffällige P ₂	0,53***	.	0,86***	0,42*	.	.	-3,21***
	Runde Preise	0,57*
Feiertage	Ostern	0,13***	0,092***	0,083***	0,16***	0,09*	.	0,23***
	Pfingsten	0,13***	0,21***	0,13***	0,13***	.	0,15*	0,22***
	Adventszeit	.	.	.	0,03**	.	.	.
Konstante		7,83***	11,28***	5,42***	7,97***	7,00***	-4,34***	-1,79***
R ² [%] ^{k)}		17,5	64,6	18,3	18,2	70,5	37,3	18,0

Anmerkungen: a) Variablenbeschreibung und Erläuterungen zur Endogenen ln(S_{i,t}) und aller Exogenen siehe Anhang zum Beitrag 4.B, b) Disc = Discounter, SM = Supermärkte, VM = Verbrauchermärkte, c) als Items werden die jeweiligen Produkt-Geschäfts-Kombinationen bezeichnet, die Anzahl der Beobachtungen entspricht jeweils der Anzahl der Items multipliziert mit der Anzahl der Wochen (w = 208), d) *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1, e) beim schrittweisen Ausschluss nicht relevanter Regressoren aufgrund von Nichtsignifikanz (p>0,1) aus der Schätzung ausgeschlossen

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der SIG (2010).

Die Referenzgruppe der regulären Preisbeobachtungen mit eher unüblichen Preisendungen (1er, 2er, 3er, 4er, 6er, 7er Preisendungen) hat demnach im Mittel höhere Absätze zur Folge als die im Modell integrierten aus theoretischer Sicht potenziell absatzsteigernden Preisendungen (5er, 8er, 9er, 99er, auffällige und runde Preisendungen). Bei Sonderangeboten können dagegen speziell auf 99 endende Preise zu signifikant höheren Absätzen führen als eher unübliche Preisendungen.

Bezüglich der zweiten zentralen Fragestellung, welche alternativen Preisendungen signifikant auf den Absatz wirken, ergeben die Schätzungen, dass bei Sonderangeboten in Discountern 5er Preisendungen eine vielversprechende Alternative zu den typischen 9er Preisendungen darstellen, da die Kombination von Sonderangeboten mit auf 5 endenden Preisen im Mittel in Discountern vorrangig bei Herstellermarken zu signifikant höheren Absätzen führt. Während den Ergebnissen zufolge bei regulären Preisen runde Preisendun-

gen den Absatz zum Teil stark negativ beeinflussen, können sie bei Sonderangeboten insbesondere in Supermärkten signifikant positiv auf den Absatz wirken. Bei beworbenen Sonderangeboten bei Herstellermarken weisen die Ergebnisse darauf hin, dass auffällige Preisendungen (55, 66, 69, 77, 88, 96) das Potenzial haben, in Super- und Verbrauchermärkten stark positiv auf den Absatz zu wirken. Bei Handelsmarken kann dieser positive Effekt nicht beobachtet werden. Auf 8 endende Preise stellen weder bei regulären Preisen noch bei Sonderangeboten eine zu empfehlende Preisgestaltung dar.

Insgesamt dominieren zwar 9er Preisendungen das Preisbild bei regulären Preisen und gehören oft auch bei Sonderangeboten zu den häufigsten Preisendungen, sie wirken jedoch nur in Ausnahmefällen (bei Sonderangeboten in Form von 99er Preisen) signifikant positiv auf den Absatz. Erstaunlicherweise haben den Ergebnissen zufolge bei regulären Preisen alle aus theoretischer Sicht zu bevorzugenden Preisendungen einen im Vergleich zur Referenzgruppe negativen Einfluss auf den Absatz. Im Gegensatz dazu können bei Sonderangeboten und beworbenen Sonderangeboten Hinweise auf die Vorzüglichkeit von runden oder auffälligen Preisen beobachtet werden. Bei Herstellermarken eignen sich insbesondere auffällige Preisendungen zur psychologischen Preisgestaltung bzw. zur Unterstützung von beworbenen Sonderangeboten. Wie bereits erwähnt, sollten Sonderangebote hingegen mit 99er Preisendungen oder alternativ mit runden Preisendungen kombiniert werden. Diesbezüglich profitieren zwar grundsätzlich Herstellermarken stärker als Handelsmarken von Sonderangeboten, aber der Gesamteffekt von 99er bzw. runden Preisendungen und Sonderangeboten kann bei Handelsmarken sogar den Absatzeffekt bei Herstellermarken übersteigen. In Discountern werden kaum positive Absatzwirkungen von beworbenen Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung beobachtet. Jedoch ist die Schlussfolgerung der Unwirksamkeit der psychologischen Preissetzung in Discountern unzulässig, da Discounter generell die psychologische Preissetzung – abgesehen von auf 9 endenden Preisen – bisher nur in sehr geringem Umfang zur Beeinflussung der Konsumentenreaktion einsetzen bzw. systematisch mit Sonderangeboten kombinieren.

4.B.5 Diskussion

Die theoretischen Überlegungen geben Grund zu der Annahme, dass nicht nur Sonderangebote, sondern auch die psychologische Preissetzung einen signifikanten Einfluss auf die Preiswahrnehmung und die Preisbeurteilung haben. Im vorliegenden Beitrag wird deshalb der Frage nachgegangen, ob und wie die psychologische Preissetzung mit Sonderangeboten interagiert, welche Rolle auf 9 endende Preise dabei haben und wie ergänzende Verkaufsförderungsmaßnahmen die gemeinsame Absatzwirkung beeinflussen.

Die empirischen Analysen werden für Butter, Milch und Naturjoghurt auf Basis von Scannerdaten aus 30 Geschäften des LEH für den Zeitraum 2005 bis 2008 durchgeführt (SIG, 2010). Unter der Annahme einer dynamischen Preis-Absatz-Relation wird die Wirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung mithilfe eines Fixed-Effekts-Panels modelliert. Es werden signifikante Unterschiede beim Vorkommen von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung, aber auch bei der Wirkung aller

berücksichtigten preislichen Determinanten (Preise, Sonderangebote, psychologische Preissetzung) und ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays und als ‚Werbedamen‘ bezeichnete persönliche Verkaufsförderungsmaßnahmen im Laden) zwischen den Produkten und Formaten identifiziert. Auf der einen Seite werden bei Butter mehr Sonderangebote beobachtet als bei Milch und Naturjoghurt. Auf der anderen Seite ist die Konzentration von auf 9 und 5 endenden Preisen in Discountern am höchsten; Sonderangebote treten signifikant häufiger in Super- und Verbrauchermärkten auf. Handels- und Herstellermarken unterscheiden sich dagegen nicht signifikant in der Sonderangebotsfrequenz, aber teils in der Gestaltung der Preisendungen.

Die Ergebnisse zu Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten zeigen die erwarteten Vorzeichen. Es wird weiterhin deutlich, dass die Kreuzpreiselastizität und damit die Preisempfindlichkeit bei Handelsmarken größer sind als bei Herstellermarken. Gleiches gilt für die Preisreagibilität bzw. die Preissensitivität der Konsumenten in Discountern, die hier um ein Vielfaches höher ist als im übrigen LEH. Bezüglich der feiertagsinduzierten Unterschiede der Absatzwirkung zeigen sich zu Ostern und zu Pfingsten Absatzpeaks bei den untersuchten Milchprodukten. Zu Weihnachten dagegen werden Milchprodukte nicht verstärkt nachgefragt, aber eher Verbrauchermärkte für den Einkauf genutzt und präferiert Herstellermarken im Vergleich zu Handelsmarken gekauft.

Zur ungleichen Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung und insbesondere von auf 9 endenden Preisen bei regulären Preisen und Sonderangeboten lässt die Analyse folgendes Fazit zu:

Bei regulären Preisen wirken auf 9 endende Preise entgegen der Erwartungen nicht signifikant positiv auf den Absatz. Dennoch liefern die Ergebnisse keinen Hinweis darauf, welche Preisendungen alternativ bei regulären Preisen gewählt werden sollten. Keine aus theoretischer Sicht psychologisch wirksamen und in der Analyse berücksichtigten Preisendungen induzieren im Mittel höhere Absätze als die Referenzgruppe der eher untypischen bzw. nicht-absatzwirksamen Preisendungen. Auf 9 endende Preise werden damit wohl die von Händlern weiterhin bevorzugten Preise darstellen (GEDENK UND SATTLER, 1999). Abzuraten ist gemäß der vorliegenden Analyse von runden regulären Preisen. Diese wirken offensichtlich am deutlichsten und im Mittel stärker negativ als auf 9 endende Preise auf den Absatz regulär angebotener Milchprodukte.

Die vorliegende Analyse zeigt eindeutig, dass Sonderangebote und unterstützende Verkaufsförderungsmaßnahmen einen signifikanten Einfluss auf die Wirkung der psychologischen Preissetzung haben. Die Hypothese von ANDERSON UND SIMESTER (2003), wonach auf 9 endende Preise bei Sonderangeboten weniger absatzfördernd als bei regulären Preisen wirken, kann jedoch nicht bestätigt werden. Es zeigt sich vielmehr, dass auf 99 endende Preise die Wirkung von signifikanten Preissenkungen insbesondere bei Handelsmarken sehr stark positiv beeinflussen können. Als praxisorientierte Handlungsempfehlung kann folglich abgeleitet werden, dass bei Sonderangeboten auf 99 endende und runde Preise bevorzugt werden sollten. Ein Abweichen von auf 9 endenden Preisen ist weiterhin bei Herstellermarken bei beworbenen Sonderangeboten anzuraten: Auffäl-

lige Preisendungen sind hier in der Lage, signifikant den Absatz zu erhöhen. Berücksichtigt werden muss an dieser Stelle das seltene Vorkommen von Sonderangeboten und auffälligen Preisendungen, insbesondere in Discountern und die insgesamt geringe Varianz der Preise. Darüber hinaus erklärt sich der geringere Erklärungsgehalt der Modelle im Fall von Super- und Verbrauchermärkten durch das Fehlen wichtiger Informationen über weitere Verkaufsförderungsmaßnahmen wie Handzettelwerbung, die ebenfalls zu den wichtigsten Marketinginstrumenten im deutschen LEH zählen (MÖSER, 2001). Insbesondere in Handzetteln (Anzeigen, Werbeprospekten) könnten auffällige Preisendungen einen Einfluss auf die Preiswahrnehmung und Preisbeurteilung und damit letztendlich auf die Geschäftswahl bzw. auf die gemeinsame Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung haben. So zeigt in der vorliegenden Analyse die relativ hohe Absatzwirkung der Displays und Werbedamen, dass weniger die Höhe der Preisnachlässe, sondern eher die Art der Sonderangebotskommunikation einen signifikanten Einfluss auf den Absatz ausübt. Verkaufsförderungsmaßnahmen mit und ohne psychologische Preissetzung haben demnach eine weitaus größere Wirkung auf den Absatz als Sonderangebote allein (s. a. SIEMS, 2009). Da signifikante Preissenkungen (Sonderangebote) zwar den Absatz erhöhen, aber gleichzeitig eine geringere Marge toleriert werden muss, sollte die vorliegende Analyse Händler dazu animieren, bei Sonderangeboten deutlich häufiger von auf 9 endenden Preisen abzuweichen, statt zu versuchen, durch hohe Preisnachlässe allein Aufmerksamkeit zu erregen (VEERAMANI UND MAYNARD, 2004). Ein wichtiger Aspekt, der in der zukünftigen Forschung Berücksichtigung finden sollte, ist die Frage, welche Verbundeffekte von Sonderangeboten, der psychologischen Preissetzung und ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen ausgehen. Die vorliegende Analyse weist diesbezüglich auf eine im Mittel positive und bei Handelsmarken hohe Kreuzpreisreagibilität zu Substituten hin. Es bleibt offen, wie Kaufverbände (substituierbarer und komplementärer Produkte) durch die Kombination von Sonderangeboten, der psychologischen Preissetzung und ergänzenden Verkaufsförderungsmaßnahmen beeinflusst werden.

Literatur zum Beitrag 4.B

- ALLEN, M. T. UND DARE, W. H. (2004): The Effects of Charm Listing Prices. *Real Estate Economics* 32 (4): 695–713.
- ANDERSON, E. T. UND SIMESTER, D. I. (2003): Effects of \$9 Price Endings on Retail Sales: Evidence from Field Experiments. *Quantitative Marketing and Economics* Vol. 1 (1): 93–110.
- BASU, K. (2006): Consumer Cognition and Pricing in the Nines in Oligopolistic Markets. *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 15 (1): 125–141.
- BEALE, E. M. L. (1970): Note on procedures for variable selection in multiple regression. *Technometrics*, Vol. 12 (4):909-914.
- BERCK, P. J., BROWN J. M., PERLOFF UND VILLAS-BOAS, S. B. (2008): Sales: tests of theories on causality and timing. *International Journal of Industrial Organisation*, Vol. 26(6): 1257-1273.
- BIZER, G. Y. UND SCHINDLER, R. M. (2005): Direct Evidence of Ending-Digit Drop-Off in Price Information Processing. *Psychology & Marketing*, Vol. 22 (10): 771–783.
- BLATTBERG, R.C., EPPEN, G.D. UND LIEBERMAN, J. (1981): A Theoretical and Empirical Evaluation of Price Deals for Consumer Nondurables. *Journal of Marketing*, Vol. 45 (1):116-129
- BLATTBERG, R.C. UND NESLIN, S. A. (1990): Sales Promotion. Concepts, Methods and Strategies. New Jersey: *Prentice Hall*.
- BRAY, J. P. UND HARRIS, C. (2006): The Effect of 9-Ending Prices on Retail Sales: A Quantitative UK Based Field Study. *Journal of Marketing Management*, Vol. 22 (5-6): 601–617.
- CHEVALIER, J. A., KASHYAP, A. K. UND ROSSI, P. E. (2003): Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. *American Economic Review*, Vol. 93 (1): 15-37.
- DALRYMPLE, D. J. UND HAINES, G. H. (1970): A Study of the Predictive Ability of Market Period Demand-Supply Relations for a Firm Selling Fashion Products. *Applied Economics*, Vol. 1 (4): 277–285.
- DILLER, H., UND BRIELMAIER, A. (1996). Die Wirkungen runder und gebrochener Preise - Ergebnisse eines Feldexperiments im Drogeriewarensektor. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 48 (7/8): 695-710.
- DILLER, H. (2008): Preispolitik (4. Aufl.). Stuttgart: *W. Kohlhammer GmbH*.
- DRISCOLL, J.C. UND KRAAY, A.C. (1998): Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics* Vol. 80 (4): 549–560.
- EL SEHITY, T., HOELZL, E. UND KIRCHLER, E. (2005): Price developments after a nominal shock: Benford's Law and psychological pricing after the euro introduction. *International Journal of Research in Marketing* 22: 471–480.
- FENGLER, M. UND WINTER, J. (2007): Price Variability and Price Dispersion in a Stable Monetary Environment: Evidence from German Retail Markets. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28 (7): 289–801.
- GEDENK, K. UND SATTLER, H. (1997): Preisschwellen und Deckungsbeitrag - Verschenkt der Handel große Potentiale? *Friedrich-Schiller-Universität Jena, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät*. Diskussionspapier, Reihe A.
- GEDENK, K. UND SATTLER, H. (1999): The Impact of Price Thresholds on Profit Contribution - Should Retailers Set 9-Ending Prices? *Journal of Retailing*, Vol. 75 (1): 33–57.
- HAUSMAN, J. A. (1978): Specification tests in econometrics. *Econometrica* Vol. 46 (6): 1251–1271.

- HERRMANN R, MÖSER A. UND WERNER, E. (2002): Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51 (2): 99-111.
- HERRMANN, R. UND MÖSER, A. (2006): Do psychological prices contribute to price rigidity? Evidence from German scanner data on food brands. *Agribusiness*, Vol. 22 (1): 51-67.
- HOECHLE, D. (2007): Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, Vol 7 (3): 281-312.
- 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. Frankfurt am Main: *Europäische Zentralbank*.
- HOSKEN D. UND REIFFEN, D. (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. *Agribusiness* Vol. 17(1): 115-137.
- HOSKEN, D. UND REIFFEN, D. (2007): Pricing Behavior of Multiproduct Retailers. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, Vol. 7 (1) (Topics), Artikel 39.
- KALYANAM, K. UND SHIVELY, T. S. (1998): Estimating Irregular Pricing Effects: A Stochastic Spline Regression Approach. *Journal of Marketing Research*, Vol. 35 (1): 16-29.
- KNOTEK II, E. S. (2008): Convenient prices, currency, and nominal rigidity: Theory with evidence from newspaper prices. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55 (7): 1303-1316.
- KNOTEK II, E. S. (2010): Convenient Prices and Price Rigidity: Cross-Sectional Evidence. *Review of Economics and Statistics* (Forthcoming).
- KPMG (HRSG.) (2008): Sortiment und Warengruppen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – eine Bewertung aus Verbrauchersicht. Zusammenfassung der Ergebnisse des Sortimentsmonitors von KPMG, TNS Infratest und Handelsblatt.
http://www.kpmg.de/docs/Sortimente_und_Warengruppen_im_deutschen_Lebensmitteleinzelhandel_eine_Bewertung_aus_Verbrauchersicht.pdf, Stand: 6.12.2011
- KROLL, S. (2000): Der Einfluß von Verkaufsförderung auf den Absatz von Markenartikeln – Eine empirische Analyse für den Cerealienmarkt. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Arbeitsbericht Nr. 27. Gießen.
- KUCHER, E. (1985): Scannerdaten und Preissensitivität bei Konsumgütern. Wiesbaden: *Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler* (Beiträge zur betriebswirtschaftlichen Forschung, 58).
- LAMBERT, Z. V. (1975): Perceived Prices as Related to Odd and Even Price Endings. *Journal of Retailing*, Vol. 51 (3): 13-22 und 78.
- LEVIN, A., LIN C.-F. UND CHU, C.-S. J. (2002): Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Economics*, Vol. 108 (1), 1-24.
- LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. und VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol.19 (2): 81-120.
- MÖSER, A. (2001): Preisstrategien im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – eine empirische Analyse. *Agrarwirtschaft*, Vol. 50 (3): 214-217.
- MÖSER, A. (2002): Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests. *Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft*, Heft 32 (gleichzeitig Dissertation Universität Gießen). Frankfurt am Main: *DLG-Verlag*.
- MÖSER, A. UND HERRMANN, R. (2006): Die Bedeutung psychologischer Preisschwellen in Preisstrategien des Lebensmitteleinzelhandels. *Unternehmen im Agrarbereich vor neuen Herausforderungen*. Münster.
- MÜLLER-HAGEDORN, L. UND WIERICH, R. (2005a): Zur Wahrnehmung und Verarbeitung von Preisen durch Konsumenten. *Seminar für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Handel und Distribution der Universität zu Köln*. Working Paper, 13.

- MÜLLER-HAGEDORN, L. UND WIERICH, R. (2005b): Preisschwellen bei auf 9-endenden Preisen? Eine Analyse des Preisgünstigkeitsurteils. *Seminar für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Handel und Distribution der Universität zu Köln*. Working Paper, 15.
- NIJS, V. R.; DEKIMPE, M. G.; STEENKAMP, J.-B. E. M. UND HANSENS, D. M. (2001): The Category-Demand Effects of Price Promotions. *Marketing Science*, Vol. 20 (1): 1–22.
- NYSTRÖM, H. (1970): Retail Pricing: an Integrated Economic and Psychological Approach. Stockholm: *Economic Research Institute*.
- PAUWELS, K.; SRINIVASAN, S. UND FRANSES, P. H. (2007): When Do Price Thresholds Matter in Retail Categories? *Marketing Science*, Vol. 26 (1): 83–100.
- PESARAN, M.H. (2004): General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. Faculty of Economics: *University of Cambridge*.
- RAO, R. C. (1991): Pricing and Promotions in Asymmetric Duopolies. *Marketing Science*, Vol. 10 (2): 131–144.
- SAP UND GfK (HRSG.) (2010): Preisoptimierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Von einer Wettbewerbs- zur Kundenorientierten Preisfindung.
http://www.gruenderlexikon.de/magazin/preisoptimierung_im_deutschen_lebensmittelhandel.pdf, Stand: 6.10.2011
- SCHINDLER, R. M. (1984): Consumer recognition of increases in odd and even prices. *Advances in Consumer Research* Vol. 11 (1): 459-462.
- SCHINDLER, R. M. (2006): The 99 price ending as a signal of a low-price appeal. *Journal of Retailing*, Vol. 82 (1): 71–77.
- SIG (2010): Retail Scanner Daten zur Verfügung gestellt durch die SYMPHONIE IRIGROUP (SIG) für Deutschland aus den Jahren 2005-2008.
- SIEMS, F. (2009): Vermittlung preisbezogener Informationen. In *Handbuch Kommunikation : Grundlagen, innovative Ansätze, praktische Umsetzungen* (Bruhn, M. (Hrsg.)), 1. Aufl.. Wiesbaden: *Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler*: 613–622.
- SIMON, H. UND FASSNACHT, M. (2008): Preismanagement. Strategie – Analyse – Entscheidung – Umsetzung. Wiesbaden: *Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler*.
- SCHMEDES, E. C. (2005): Empirische Befunde zum Preissetzungsverhalten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie*, Vol. 14: 153–164.
- STIVING, M. UND WINER, R. S. (1997): An Empirical Analysis of Price Endings with Scanner Data. *The Journal of Consumer Research*, Vol. 24 (1): 57–67.
- STIVING, M. (2000): Price-Endings When Prices Signal Quality. *Management Science*, Vol. 46 (12): 1617–1629.
- TORRES-REYNA, O. (2011): Panel Data Analysis. Fixed & Random Effects (using Stata 10.x) (ver. 4.1). *Princeton University* (<http://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf>, Stand: 18.12.2011)
- THOMAS, M. UND MORWITZ, V. (2005): Penny Wise and Pound Foolish: The Left-Digit Effect in Price Cognition. *Journal of Consumer Research*, Vol. 32 (1): 54–64.
- VEERAMANI, V. N. UND MAYNARD, L. (2004): Testing for the Existence of Price Points in Retail Milk Scanner Data Using Microeconomic Theory. *Annual meeting, August 1-4, Denver, CO 20378, American Agricultural Economics Association* (Seit 2008: *Agricultural and Applied Economics Association*).
- WAGNER, R. UND BEINKE, K.-S. (2006): Identifying patterns of customer response to price endings. *Journal of Product and Brand Management*, Vol. 15 (5): 341–351.
- WEBER, S. UND ANDERS, S. (2007): Price Rigidity and Market Power in German Retailing. *Managerial Decision Economics*, Vol. 28 (7): 737-749.

Danksagung zum Beitrag 4.B

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.

Anhang zum Beitrag 4.B

Appendix B: Variablenschreibung und zugehörige Schätzkoeffizienten^{a)}

Bezeichnung in Tabelle B.5		Variable {Koeffizient}		Beschreibung der Variablen
		In Formel B.2	Im Modell	
ln(Absatz _t)		ln(S _{i,t})		logarithmierte Absatzmengen in Periode t
ln(Preis _t)		ln(P _{i,t}) {β ₁ }		Änderung der logarithmierten Preise in Periode t {kurzfristige Preiselastizität der Nachfrage}
Elastizitäten	ln(KPreis _t)	ln(KP _{i,t}) {β ₂ }		Änderung der mittleren gewichteten Konkurrenzpreise im jeweiligen Format und der jeweiligen Produkte in Periode t {kurzfristige Kreuzpreiselastizität}; zur Gewichtung der Konkurrenzpreise werden die mittleren Anteile der Absätze im jeweiligen Format und des jeweiligen Produktes verwendet. Konstante Gewichte werden gegenüber variablen Gewichten (in der jeweiligen Periode) bevorzugt (PAUWELS ET AL., 2007)
VKFM		Promo {δ ₁ }		Dummyvariable, 1 wenn Verkaufsförderungsmaßnahmen, also Displays und/oder Werbedamen bei regulären Preisen vorkommen, sonst 0
Psychologische Preissetzung	5er Preise	D ^{PsychP} {δ ₂ }	D ⁵ _{PsychP} {δ ₂ ¹ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise auf 5 enden, sonst 0
	8er Preise		D ⁸ _{PsychP} {δ ₂ ² }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise auf 8 enden, sonst 0
	9er Preise		D ⁹ _{PsychP} {δ ₂ ³ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise auf 9 enden, sonst 0
	99er Preise		D ⁹⁹ _{PsychP} {δ ₂ ⁴ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise auf 99 enden, sonst 0
	Auffällige P ₁		D ^{ZZ} _{PsychP} {δ ₂ ⁵ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise mit 11, 22, 33, 44 enden, sonst 0
	Auffällige P ₂		D ^{ZZ} _{PsychP} {δ ₂ ⁶ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise mit 55, 66, 69, 77, 88 oder 96 enden, sonst 0
	Runden Preise		D ⁰ _{PsychP} {δ ₂ ⁷ }	Dummyvariable, 1 wenn reguläre Preise auf 0 oder 00 enden, sonst 0; von einer differenzierten Betrachtung von runden Preisen wurde wegen des geringen Vorkommens abgesehen

Anmerkung: a) Fortsetzung der Variablenbeschreibung auf der nächsten Seite.

Appendix B: Variablenschreibung und zugehörige Schätzkoeffizienten (Fortsetzung)

Bezeichnung in Tabelle B.5		Variable {Koeffizient}		Beschreibung der Variablen
		In Formel B.2	Im Modell	
Sonderangebote		SA { δ_3 }		Dummyvariable, 1 wenn signifikante temporäre Preisänderungen gemessen werden, sonst 0: d.h. wenn Preise mind. 5 % und nicht länger als sechs Wochen unter dem Referenzpreis liegen. Der Referenzpreis wiederum ergibt sich als Preis, der zuletzt 6 Wochen infolge gültig war (SIG, 2010).
SA und psych. Preis	5er Preise	SA ^{PsychP} { δ_4 }	SA ⁵ _{PsychP} { δ_4^1 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise (SA = 1) auf 5 enden, sonst 0
	8er Preise		SA ⁸ _{PsychP} { δ_4^2 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise (SA = 1) auf 8 enden, sonst 0
	9er Preise		SA ⁹ _{PsychP} { δ_4^3 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise (SA = 1) auf 9 enden, sonst 0
	99er Preise		SA ⁹⁹ _{PsychP} { δ_4^4 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise (SA = 1) auf 99 enden, sonst 0
	Auffällige P ₁		SA ^{ZZ} _{PsychP} { δ_4^5 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise mit 11, 22, 33, 44 enden, sonst 0
	Auffällige P ₂		SA ^{ZZ} _{PsychP} { δ_4^6 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise mit 55, 66, 69, 77, 88 oder 96 enden, sonst 0
	Runde Preise		SA ⁰ _{PsychP} { δ_4^7 }	Dummyvariable, 1 wenn Sonderangebotspreise auf 0 oder 00 enden, sonst 0
Beworbene Sonderangebote		SA _{bew} { δ_5 }		Dummyvariable, 1 wenn signifikante temporäre Preisänderungen gemessen und durch Displays oder Werbemaßnahmen unterstützt werden, sonst 0
SA _{bew} und psych. Preissetzung	5er Preise	SA ^{PsychP} _{bew} { δ_6 }	SA ^{PsychP5} _{bew} { δ_6^1 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) auf 5 enden, sonst 0
	8er Preise		SA ^{PsychP8} _{bew} { δ_6^2 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) auf 8 enden, sonst 0
	9er Preise		SA ^{PsychP9} _{bew} { δ_6^1 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) auf 9 enden, sonst 0
	99er Preise		SA ^{PsychP99} _{bew} { δ_6^2 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) auf 99 enden, sonst 0
	Auffällige P ₁		SA ^{PsychPZZ} _{bew} { δ_6^3 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) mit 11, 22, 33, 44, sonst 0
	Auffällige P ₂		SA ^{PsychPZZ} _{bew} { δ_6^4 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) mit 55, 66, 69, 77, 88 oder 96, sonst 0
	Runde Preise		SA ^{PsychP0} _{bew} { δ_6^4 }	Dummyvariable, 1 wenn beworbene Sonderangebotspreise (SA _{bew} = 1) auf 0 oder 00 enden, sonst 0
Feiertage	Ostern	D _F { γ }	D _F ^{Ostern} { γ^1 }	Dummyvariable, 1 in der Woche vor dem Osterwochenende, sonst 0
	Pfingsten		D _F ^{Pfingsten} { γ^2 }	Dummyvariable, 1 in der Woche vor dem Pfingsten, sonst 0; vorherige Tests ergeben, das übrige Feiertage bzw. verlängerte Wochenende (Himmelfahrt, 1. Mai, 3. Oktober und Sylvester) im Mittel keine Absatzpeaks verursachen und deshalb als Kontrollvariablen nicht berücksichtigt werden müssen.
	Adventszeit		D _F ^{Advent} { γ^3 }	Dummyvariable, 1 in den zwei Vorwochen vor Weihnachten, sonst 0; signifikant höhere Absätze werden vor Weihnachten bei Butter und Milch in der zweiten und dritten Dezemberwoche beobachtet, direkt vor Weihnachten werden im Mittel in keiner der Produktkategorien signifikant höhere Absätze beobachtet
Konstante		β_0		Konstante im Panelmodell
Fixe Effekte		a _{it}		Unbekannte individuelle fixe Effekte im Panelmodell
Fehlerterm		v _{it}		Normalverteilter, homoskedastischer, unkorrelierter Fehlerterm, Mittelwert 0

4.C Interformat price competition of multi-product retailers: Evidence for German grocery retailing

Angela Hoffmann, Heike Senkler and Carsten Steinhagen⁴²

Journal of Retailing,
(vorbereitet zur Einreichung)

EAAE 2011 Congress,
(vorherige Version des Beitrages zur Präsentation angenommen)

Abstract

We propose a concept of intra- and interformat competition built on the dimensions assortment, price and transaction costs. Our empirical analysis focuses on the interformat price competition. We analyze retail scanner data taking into account the dynamic and multi-product character of retail pricing. Comparing price levels of shopping baskets we find that stores of each retail format are involved in interformat price competition. All of them try to compete for consumers by offering discount ranges, but only some seem to succeed. Furthermore, the common belief that discount stores are price leaders in the German retail sector cannot be approved.

Keywords

Interformat price competition, multi-product pricing, threshold error correction model, grocery retail sector, Germany

⁴² Department of Agricultural Economics, University Kiel

4.C.1 Introduction

“Most interactions between consumers and supermarkets involve multiproduct purchases, incomplete knowledge of prices on the consumer's part before visiting a supermarket, and a choice among supermarkets”
(RAO AND SYAM, 2001: 62.).

The German grocery retail sector is characterized by fierce competition for consumers and an increase in retail concentration to only a few companies (DOBSON ET AL., 2003; WEISS AND WITTKOPP, 2005). It features several retail formats which differ in the marketing policies such as pricing, promotional strategy, service level, variety, focus and convenience (BLATTBERG AND NESLIN, 1990). The main retail formats are discount stores, supermarkets and hypermarkets.

Much of the existing literature on competition in the grocery retail sector is based on the assumption that this competition is restricted to rivalry between stores of the same retail format (intraformat competition) (for an overview see GONZÁLEZ-BENITO ET AL., 2005). Taking over the consumers' perspective, it becomes evident that store choice is not restricted only to stores of one particular retail format. More recent contributions to the research on competition in the retail sector consider the competition between stores of different retail formats (interformat competition). The central assumption of this stream is that stores from different retail formats compete for most consumers or at least the 'overlapping segments' (GONZÁLEZ-BENITO ET AL., 2005; CLEEREN ET AL., 2010). We contribute to the existing research by examining the performance of interformat price competition analyzing retail scanner data.⁴³ We explicitly take into account the multi-product character of the grocery shopping situation by regarding price levels of typical shopping baskets instead of single products (LAL AND MATUTES, 1994; BELL AND LATTIN, 1998; LOY AND WEISS, 2009). According to HOSKEN AND REIFFEN (2004) and RICHARDS (2006), we assume that retailers have to consider demand interdependencies when they change regular prices within their assortment or set price promotions (e.g. loss leader pricing) (HESS AND GERSTNER, 1987). As a result, retail competition is conducted by so-called multi-product pricing decisions. From the consumers' perspective the multi-product character of grocery shopping is based on their preference for cost- and time-saving one-stop shopping (e.g. MESSINGER AND NARASIMHAN, 1997; MORSCHETT ET AL., 2006; KUMAR ET AL., 2008).

Based on the theory of limited decision making we propose a conception of interformat competition that comprises assortment, pricing and transaction costs as the dimensions of retail competition (see MESSINGER AND NARASIMHAN, 1997). The empirical analysis focuses on the price dimension.

⁴³ Most of the existing research relied on consumer (survey or panel) data (e.g. Solgaard and Hansen, 2003; Bhatnagar and Ratchford, 2004; González-Benito et al., 2005; Cleeren et al., 2010).

In our study, we introduce some methodological enhancements to this field of research. In contrast to the majority of studies conducted on price competition we take into account the dynamic character of pricing (see LOY AND WEAVER, 2006; BAHADIR-LUST ET AL., 2007). This approach delivers insight into the relationship of price levels at any point in time and into the intertemporal interaction between stores. Furthermore, we account for the influence of price promotions on the price level movement by considering different functional forms of the error correction model that is used to describe the dynamic price level interaction.

The remainder of the paper is organized as follows: We first outline the theoretical background and introduce our concept of interformat competition in section 4.C.2. Section 4.C.3 comprises the composition and descriptive analysis of shopping baskets under study. In section 4.C.4 the methodological approaches are outlined. In section 4.C.5 we present the main findings of our empirical analysis and conclude in the last section.

4.C.2 Store choice process and interformat price competition

*“Phased’ decision strategies have been suggested as characteristic of human decision-making in a number of contexts where consumers have to cope with complexity”
(SHOCKER ET AL., 1991: 185).*

Grocery shopping can be considered to be a domain where the involvement of consumers in decision making is rather low. Product prices and thus the risk of decision-making in grocery shopping are comparably low in contrast to other purchases. The same can be expected in the case of grocery retail store choice. In our work we apply the theory of limited decision making to the problem of store choice (KROEBER-RIEL AND WEINBERG, 2003). Limited decision making is proposed by consumer behavior theory to model low involvement in decisions and can be characterized as a hierarchical process: First, consumers only consider a subset (evoked set or choice set) from the total number of alternatives (universal set) that satisfies certain needs on the basis of internal information, like experiences, images or predisposition (see HOWARD, 1969; SHOCKER ET AL., 1991). In the second step, consumers choose among the elements of the evoked set, using external information, too. From the marketing perspective, being in the evoked set of many consumers is essential to succeed in competition.

The main criteria for store choice

*“Consumer choice of retailers [...] is primarily influenced by (1) assortment, (2) price, [and] (3) transactional conveniences relating to shopping time and logistics”
(MESSINGER AND NARASIMHAN, 1997: 2).*

Our theoretical foundation is based on two main components. First we adopt the assumption from consumer behavior theory that specific key attributes guide the decisions in any of the steps of limited decision making. This view is shared by several authors who investigated in consumer (store) choice (e.g. SHOCKER ET AL., 1991; REUTTERER AND TELLER, 2009). The second basic component of our theoretical foundation is taken from BECKER’S

(1965) theory of household production which states that consumers rationally maximize their utility being faced with money and time constraints. KUMAR ET AL. (2008) assigned this theory to the case of shopping. Based on these central assumptions, we now discuss the main criteria for store choice in the grocery retail sector.

Taking into account money and time restrictions it is rational for consumers to buy all the products they need in one store. A store with a broad (and deep) assortment can be considered as most appropriate for this so called one-stop shopping. From this point of view, the assortment appears to be an important criterion for store choice (KUMAR ET AL., 2008). Investigations on the basis of consumer surveys find that the breadth and depth of a store's assortment is the criterion for the evoked set (first step decision) (BELL AND LATTIN, 1998; SOLGAARD AND HANSEN, 2003). However, we can also imagine that sometimes consumers do not need to perform a 'regular shopping trip' buying products from many categories but need to buy only a few (basic) products to complete their household supply. In these cases, consumers perform so called 'fill-in shopping trips' (see e. g. KAHN AND SCHMITTEIN, 1989; REUTTERER AND TELLER, 2009). For this segment of consumers (or shopping trips, respectively) this "would indicate that there are other factors in addition to the absence or presence of product categories that determine [store choice]" (BHATNAGAR AND RATCHFORD, 2004: 39).

Another criterion for store choice to be considered is the price of products or the price level of the store or retail format, respectively. German consumers are extraordinarily price sensitive. Thus, one might expect that retail stores' or formats' price levels are an important criterion for store choice in the German grocery retail sector (SOLGAARD AND HANSEN, 2003; MORSCHETT ET AL., 2006). Even if consumers may have relatively poor knowledge of individual product prices, they are assumed to make accurate distinctions about price levels in different stores or formats (DICKSON AND SAWYER, 1990; BELL AND LATTIN, 1998). In the literature a store's perceived price level is also called price image (DILLER, 2008). This price image is generated based not only on regular prices but also on advertized price promotions. Consequently, price promotions and consumers' expectations of regular prices, together, are assumed to jointly determine the store choice (RAO AND SYAM, 2001). There is reason to believe that German retailers themselves regard the price image as the key criterion for consumers' store choice. Thus, many grocery stores try to establish a low price image to attract consumers by offering price promotions (BLATTBERG AND NESLIN, 1990). Loss leader pricing describes this phenomenon, where signpost items ('*Eckartikel*') are priced at very low or even negative margins to attract consumers (HESS UND GERSTNER, 1987; LAL AND MATUTES, 1994; DILLER, 2008). On the other hand, most formats provide a 'discount price range' and communicate this, explicitly (SCHMEDES, 2005).⁴⁴

⁴⁴ One remarkable example is the claim of one convenience store: "*Did you know that there is a discounter inside every familia store?*"

The category transaction costs comprises different efforts that have to be made by consumers in the context of grocery shopping like, i.e., searching for the best offer, traveling to the store and transportation of the goods (SLADE, 1999; CARLTON AND PERLOFF, 2000; GIJSBRECHTS ET AL., 2008). These efforts are calculated as costs by the amount and value of time they take. Consumers are assumed to calculate transaction costs and rationally try to minimize the transaction “costs of shopping which include [...] transportation, opportunity, and search costs”, i.e., by visiting a shop close to their housing area and/or complete shopping trips by one-stop shopping (KUMAR ET AL., 2008: 16).

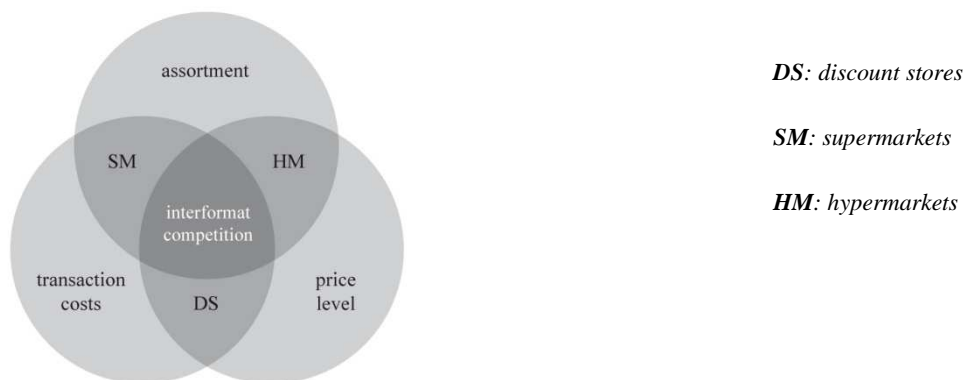
The concept of interformat competition

“From the perspective of demand, store formats might be defined as broad competing categories that provide benefits to match the needs of different types of consumers”
(GONZÁLEZ-BENITO ET AL., 2005: 59).

In the following, we take the retailers’ perspective and try to explain the formation of interformat competition. The first central assumption is that the three criterions mentioned above are meaningful for consumers’ store choice when they plan their shopping trip and thus for competition between stores (MESSINGER AND NARASIMHAN, 1997; HOSKEN AND REIFFEN, 2007). The second assumption is that consumers prefer to visit only one store per period buying a regular sized shopping basket.

Figure C.1 illustrates our concept of interformat competition. The three circles represent the three major criterions for store choice: assortment, expected price level (price image) and transaction costs.

Figure C.1 The concept of intra- and interformat competition



The following typical characteristics of the major German retail formats show that the decision criterions of consumers can also be interpreted as the main dimensions of retail competition. German supermarkets (SM) provide wide but flat assortments at low transaction costs as the stores are in or near housing areas (OTTO, 2006). Low regular prices are originally not part of their marketing strategy, but many supermarkets provide a narrow, typically private labeled, low priced product range (SCHMEDES, 2005). Supermarkets

mostly follow a so-called high-low (HiLo) pricing strategy, where regular prices are relatively high while temporary price promotions are assumed to attract consumers (BOLTON AND SHANKAR, 2003). In contrast, the main characteristic of discount stores (DS) is a reliably low product price level as they grant everyday low price (EDLP) (LEVY ET AL., 1998). By placing their stores near homesteads they also offer low transaction costs (search costs and travel costs). The assortment of genuine discount stores (so-called hard discount stores) is typically narrow and flat, so that they do not compete in this dimension. But the so-called soft discount stores provide national brands, too. This strategy of deepening their assortment can strengthen the competitive position of soft discount stores in relation to conventional retail formats (super- and hypermarkets) (DELEERSNYDER ET AL., 2007). Hypermarkets (HM) provide deep and wide assortments at price levels somewhat between supermarkets and discount stores (SCHMEDES, 2005). Transaction costs of shopping in hypermarkets, especially travel costs are generally rather high as hypermarkets are situated by Greenfield strategy, i.e. in trading estates. Thus, consumers have to bridge wide distances and hypermarkets originally do not compete with other formats in the dimension of transaction costs. However, a good transport connection and convenience leadership (one-stop shopping or fast and efficient transactions) can lower transaction costs, too (MORSCHETT ET AL., 2006).

Basically, each retail format (discount stores, supermarkets and hypermarkets) competes mainly in two dimensions illustrated in figure C.1 by the position of the formats in the overlapping segment of two dimensions (darker grey). The centre of the graphic represents the overlapping consumer segment for that all three formats potentially compete (darkest grey). The graphical representation illustrates that each format contributes to interformat competition (reaches consumers within this center) by meeting the third dimension which originally is not their core competence.

Recalling the two-step process of store choice, interformat competition means for retail stores to also get into the evoked set of consumers who first consider the dimension that is originally not characteristic for their format. For example and according to the literature, we assume the assortment to be an important or even the most important criterion for the first step decision of many consumers. In this case super- and hypermarkets will be in the evoked set while (hard) discount stores will be excluded. Thus, discount stores would have to widen and deepen their assortment if they attempt to involve in interformat competition. If the second step criterion was the price level, we would observe fierce interformat price competition. Alternatively and taking into account the high price sensitivity of German consumers and the high impact and fast growth of discount stores we could imagine a decision making progress that starts with the attribute 'price level', followed by a trade-off of assortment against transaction costs in the second step. This trade-off would lead to the choice between hypermarkets or discount stores, while supermarkets having a high price image would already be excluded in the first step. Supermarkets with a low

price image would stay in the evoked set and can involve in interformat price competition for consumers regular shopping trips.

In both cases, consumers apply the price level as an important criterion for store choice. Therefore, the positioning strategy of stores and their involvement in intra- and interformat competition is well reflected by their pricing strategies (LAL AND RAO, 1997).

4.C.3 Data

“more research is needed to understand the role of competition from different retail formats”
(AILAWADI ET AL., 2006: 531).

The data under study is provided by Markt Daten Kommunikation GmbH, Köln, Germany (MADAKOM, 2002). They comprise retail scanner data from German grocery stores for 104 weeks from the first week in 2000 to the last week in 2001.

The composition of typical shopping baskets

With respect to the theoretical background we assume that only product categories that are available in all retail formats are relevant for interformat price competition. We choose those product categories that are sold in most stores over the entire period. Based on these restrictions of availability and continuity, the sample under study includes 80 stores from all retail formats selling a relatively small assortment of 24 ‘basic’ product categories many of which are so-called signpost items like butter and coffee. Research suggests that consumers use the prices of signpost items (loss leaders, ‘Eckartikel’) to form an overall impression of a store’s prices (DILLER, 2008). That impression then guides their purchase of other items for which they have less price knowledge (ANDERSON AND SIMESTER, 2003). These ‘basic’ product categories can also be described as the intersection of the formats’ assortments or ‘overlapping offerings’ (CLEEREN ET AL., 2010). On this basis, we examine the pricing and positioning strategies of stores and the interdependencies of price levels between stores and retail formats.

In the choice of brands from each product category we follow two different approaches. On the one hand, assuming that prices of frequently purchased brands are important for the consumers’ perception of a store’s price image, we presume that the prices of top-selling brands reflect the consumers’ perceived price level of a store. Thus, we try to indicate the stores’ price image by choosing the brands with the highest sales quantity in each store and category. These brands can be different in different stores and they may also comprise both, private labels and national brands. The latter can have a considerable influence on the baskets’ price level movement and can weaken price level interdependencies between stores because of the high importance of price promotions for national brands. Therefore, on the other hand, we presume that prices in the discount ranges, mainly of private labels, seem to be strongly reliant on the prices of comparable products sold in discount stores and can therefore be assumed to better reflect the interformat price competition. Thus, for the comparison of the price levels of shopping baskets between

stores we also compose shopping baskets containing the lowest priced brand in each category.

Descriptive analysis

The analysis of the weighted price levels of the stores' top-selling brands from 24 basic product categories confirm the formats' price level ranking by SCHMEDES (2005):⁴⁵ The weighted price levels are lowest in discount stores and highest in supermarkets (see table C.1). Consistently with the findings of LOY AND WEAVER (2006), the ranks of the stores' average price levels mainly persist over time. But, as mentioned above, there is reason to believe that interformat price competition is not carried out by pricing of the top-selling brands.

Table C.1 Descriptive statistics on the three samples

Store format	Discount stores	Supermarkets	Hypermarkets	Total
Number of stores (retail companies)	19 (2)	25 (5)	36 (4)	80 (5)
Average price level of top-selling brands (and variation [%])	1.56 (10.37)	1.75 (14.31)	1.72 (19.84)	1.69 (16.96)
Average price level of discount range (and variation [%])	1.22 (6.65)	1.36 (15.35)	1.19 (15.33)	1.25 (14.93)

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

As expected, the average weighted price level of the discount range is lower than the prices of the top-selling brands in each of the store formats (table C.1). In fact, we found that hypermarkets offer an even less expensive discount range than discount stores, but the value of the variation coefficient of hypermarkets is more than twice as large as the one of discount stores. This indicates that some hypermarkets try to meet the challenge of price competition with discount stores by low price levels while the remaining hypermarkets do not. Maybe, these relatively expensive hypermarkets are located beyond the overlapping segment and focus on consumers whose first step criterion is a very wide assortment regardless of the high price level. In this respect, BHATNAGAR AND RATCHFORD (2004) remark that there can exist a market basket size threshold beyond which consumers self-select hypermarkets.⁴⁶ At this point of the analysis, we cannot reject the hypothesis that some supermarkets try to get into the evoked set of low-price shoppers, either. Indeed, the average price level of the supermarkets' discount range is highest but the large variation can be a sign for price-competing supermarkets, too.

⁴⁵ The weighted price levels are given by $p_{i,t} = \frac{\sum_{n=1}^N w_n P_{i,t}^n}{\sum_{n=1}^N w_n P_{i,t}^n}$ where $n = 1, \dots, N$ (N is the number of product categories under study in the subsamples), for each store $i = 1, \dots, 80$ and each time $t = 1, \dots, 104$. We weighted the individual prices of the top-selling (lowest priced) brand by their overall proportion of sales on the total sales in the assortment of the subsample to consider directly their purchase frequency. The weights are constant over time and identical for all stores (see appendix 1). Alternative weights were applied verifying the robustness of the results presented here.

⁴⁶ The market basket size is measured by the number of different product categories included in the basket and refer to supermarkets instead of hypermarkets, but from the context it can be seen that it also holds for hypermarkets (BHATNAGAR AND RATCHFORD, 2004).

The 80 stores in our sample are under the management of five different companies (named A, B, C, D and E here). The number of stores within each company ranges from 9 (company D) to 24 (company A). Table C.2 shows that company A is the only one that includes stores from all formats. The companies' role in the market is approximated by the market share and the share of discount range's sales.

Table C.2 Descriptive statistics on the companies and formats (chains) in the sample

Chain ^a	DS A	DS E	SM A	SM B	SM C	SM D	SM E	HM A	HM B	HM C	HM D
No. of stores	4	15	8	3	6	5	3	12	8	12	4
Market share [%] ^b	8.1	20.7	11.0	3.4	6.6	4.9	3.0	19.1	8.0	12.9	2.3
Share of discount range's sales [%] ^c	65.6	72.4	43.4	52.5	48.7	52.9	67.9	38.6	41.5	44.3	46.8

^a stores of company format combination (so-called chains) SM B, SM E and HM B are not characterized by a common strategy within the same company and therefore shaded in grey (see also section 4), ^b market shares are measured as the proportion of chain's average sales per m² on total sales per m², ^c the share of discount range's sales is related to the volume sales of the top-selling brands.

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

Comparing stores of different sizes and formats, we have to simultaneously consider the stores' size and the width and depth of their assortment to evaluate their market success. For that reason, we weight the stores' sales volume of the basic assortment with the store size and relate it to the total sales per square meter over all stores to quantify the market share in table C.2. To better understand, how important the discount ranges are in relation to the top-selling brands, the impact of the discount range on the stores' total sales is measured by the average of the sales volume of the discount range divided by the sales volume of the top-selling brands in each store. We will come back to the market share and share of discount range's sales at the end of section a.C.4.

4.C.4 Methodology

"If a researcher proposes a non-linear time series model, the question will invariably arise: Is the non-linear specification superior to a linear model?"
(HANSEN, 1999: 551)

The main objective of our study is to explore if there is substantial interformat price competition in the German retail sector. The main hypothesis for interformat price competition is: The more related price levels are across stores or the closer price level co-movement, the closer should be their rivalry in terms of price competition. To describe this relationship of the price levels between different stores we propose to analyze the interdependencies of shopping baskets' price levels dynamically. In the style of price transmission concepts, we formulate an error correction model, where changes in one price (level) are related to another price (level).⁴⁷ We investigate the interdependencies of price levels by (1) the cointegration rank of the dynamic model, (2) the granger causality direction, (3) the speed of adjustment, and (4) the contemporaneous adjustment coefficient. While the first two indicators give a hint to the existence of any interdependency

⁴⁷ See MEYER AND CRAMON-TAUBADEL (2004) and FREY AND MANERA (2007) for overviews of empirical research concerning asymmetric price transmission.

and the direction of the dependency; the other measures are applied to deduce an evaluation of the degree of price level co-movement and stores competitiveness. Higher degrees of price competition are indicated if the contemporary adjustment coefficient is closer to one (perfectly synchronized price levels) and by higher absolute values of the speed of adjustments. It measures how fast the two price levels return to their long-run equilibrium if such a long-run equilibrium exists based on cointegration tests.

Additionally, the mean absolute gap of price levels between different stores MD^{ij} of each two stores (i and j , $i = 1, \dots, 80$, $j = 1, \dots, 80$, $i \neq j$) should reflect their similarity in costs and/or demand with small gaps indicating a large similarity and thus high degree of price competition.

$$(C.1) \quad MD^{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |p_i - p_j| \quad , \text{ with } T = 104.$$

Hence, we turn to the question, whether the existence of such a long-run equilibrium is approved by the data. Therefore, we first have to test for the linearity of price adjustment processes because price adjustments are assumed to be asymmetric (e. g. AZZAM, 1999; PELTZMAN, 2000; ROTEMBERG, 2005, CHEN ET AL., 2008). However, we find that separately analyzing positive and negative price changes does not result in more feasible models fitting our empirical data thus indicating that symmetric contemporaneous adjustments can be assumed. Furthermore, price promotions are by definition assumed to cause larger and shorter living price changes or price deviations from the long-run equilibrium, than those deviations originating from common cost shocks (BILS AND KLENOW, 2004; VERHELST AND VAN DEN POEL, 2010). We aim to investigate whether price promotions in one or only few product categories affect the price level of the entire shopping basket to the same extent. If they do, price promotions can be assumed to contribute to a non-linear error correction model with at least two regimes which are distinguished by their different adjustment speeds. If the price level series from one store is strongly affected by price promotions and the one from another store is not, we propose such a non-linear model with two regimes. Here, relatively large deviations from the long-run equilibrium that originate from price promotions tend to be reduced fast, whereas relatively smaller deviations derived from common cost shocks last longer. Alternatively, it is conceivable that both price level series are affected by price promotions. Then, we would think of a model with three regimes, where larger positive and larger negative deviations from the long-run price equilibrium that originate from price promotions in both of the stores are faster reduced than small and persistent deviations originating from regular price changes. According to GOODWIN AND PIGGOTT (2001), this inner regime of deviations would be best described as a ‘band of inaction’ that is distinct by its significantly smaller adjustment speed.

We assume that the baskets of top-selling brands have a higher share of national brands. The prices of these national brands are presumed to be strongly affected by price promotions. For that reason, we primarily expect a non-linear functional form to adequately

model the interdependency of top-selling brands' price levels. In contrast, linear models are presumed to be rather appropriate to model the interdependencies of discount ranges' price levels. The discount ranges mainly consist of private labels which tend to be less affected by price promotions.

We start by testing for stationarity based on the Augmented-Dickey-Fuller test and SCHMIDT AND PHILLIPS (1992) and identify the optimal lag order of the price levels by means of different information criteria (AKAIKE, 1974; SCHWARZ, 1978). The optimal maximum lag order is $k^* = 3$ for low-price levels $k^* = 5$ for top-selling brands. Accordingly, we specify $K = 5$ in the model for top-selling brands and $K = 3$ for the low price levels. We test for linearity based on STRIKHOLM AND TERÄSVIRTA (2006). In contrast to our expectations we cannot reject the linear model, neither for the interdependencies of price levels of the top-selling brands nor for discount ranges.

Our next steps are to test for the cointegration rank based on the linear and symmetric model choosing an appropriate trend specification and to decide which price level Granger causes the other one (HAMILTON, 1994; JOHANSEN, 1988; LÜTKEPOHL, 2005). Doing so, our aim is to reveal differences between intraformat and interformat price competition. Thus, the first outcome could be that only price levels of intraformat competitors are cointegrated, while price levels of different store formats are not related. The Granger causality test can give a hint to the effective direction of dependency of price level series as the price level that Granger causes is able to predict the other one. Thus, if discount stores' price levels move in advance, we would define them as exogenous in our estimations and interpret this Granger causality as price leadership of discount stores.

We estimate the following linear model for all cointegrated price level series and, thereby, conduct the values of the speed of adjustment ((β_1^{ij}) , measure (3)) and the contemporaneous adjustment coefficient ((β_2^{ij}) , measure (4))

$$(C.2) \quad \Delta p_{i,t} = \beta_0 + \beta_1^{ij}(p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 p_{j,t-1}) + \beta_2^{ij} \Delta p_{j,t} + \sum_{k=1}^K \Gamma_i(Lk) \Delta p_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \Gamma_j(Lk) \Delta p_{j,t-k} + \varepsilon_t, \quad \text{with } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

where the change in one price level $\Delta p_{i,t}$ is related to the change in another price level $\Delta p_{j,t}$ and the past price level's changes as well as the past equilibrium errors $ect_{i,t-1} = (p_{i,t-1} - \alpha_0 - \alpha_0 p_{j,t-1})$.⁴⁸

Afterwards, we take these two measures from dynamic analysis and the medium absolute price level gap MD^{ij} (measure (5)) as endogenous variables in dummy regressions. Remind that high absolute values of β_1^{ij} , positive values of β_2^{ij} close to one and small values

⁴⁸ $\Delta p_t \equiv p_t - p_{t-1}$ and i and j refer to one out of the 80 stores in the third sample ($i = 1, \dots, 80, j = 1, \dots, 80, i \neq j$). The past price level's changes are illustrated by the sum of lagged price level changes $\sum_{k=1}^K \Gamma(Lk) \Delta p_{t-k}$ where k is the lag order ($k = 1, \dots, K$).

MD^{ij} point to close price competition between the compared stores i and j . Therefore, we try to ascribe them in three separate dummy regressions to company and format effects controlling for regional and location characteristics using the following specification, where r^{ij} stands for MD^{ij} , β_1^{ij} or β_2^{ij} , respectively:⁴⁹

$$(C.3) \quad r^{ij} = \gamma_0 + \sum \gamma_1 d_{format}^{ij} + \sum \gamma_2 d_{chain}^{ij} + \gamma_3 d_{sloc}^{ij} + \gamma_4 d_{sbor}^{ij} + \gamma_5 d_{coint}^{ij} + v^{ij}$$

, with $v^{ij} \sim N(0, \sigma_v^2)$.

We apply the dummy regression to compare the reference group of interformat price competitors, consisting of stores from different chains and naturally different retail formats, to those groups, where we assume uniform pricing strategies – within retail formats and within chains. If the rivalry between stores within the same format would be significantly higher than the rivalry between stores of the reference group, the hypothesis of interformat price competition has to be rejected. We account for further store characteristic (location and borough) as, e. g., rivalry between stores of the same borough should be intense. Moreover, our procedure lets us identify chains that pursue a common pricing strategy that we want to further analyze. The question whether these chains are involved in interformat price competition is answered based on graphical representations of their pricing and positioning strategies that best and intuitively reflect their efforts in interformat competition. Finally, their success is evaluated by means of market shares.

4.C.5 Results

“Whatever choice the retailer makes is important since it determines retailer's success in achieving its objectives in terms of [...], enhancing the store's image, and creating a price image“
(LEVY ET AL., 1998: 116).

Based on the previous sections of the paper, our main objective is to find out whether the empirical analysis of our retail scanner data set confirms any interformat price competition. But first we start with the question of how price promotions influence price level movements.

The impact of price promotions

Results of the test for linearity show that almost 90 percent of the individual estimations exhibit a preference for the linear model at the level of ($\alpha = 0.05$) (table C.3). If we set the significance level $\alpha = 0.01$ still two thirds of the price level relationships are not better described by a non-linear model than by a linear one. Thus, contrary to our assumption, a linear model specification seems to be preferable not only for the price level series of the discount ranges but also for top-selling brands.

⁴⁹ Further explanations of abbreviations and variables are given in appendix 3.

Table C.3 Decision between linear and non-linear model specifications

			Top-selling brands	Discount range
Share of preference for the linear model		$\alpha = 0.01$	86.0 % ^a	84.8 %
		$\alpha = 0.05$	73.0 %	69.5 %
Speed of adjustment (standard deviation)	Linear model	β_1^{ij}	-0.366 (0.254)	-0.194 (0.219)
	Threshold model (one threshold)	β_1^{+ij}	-0.360 (0.341)	-0.202 (0.270)
		β_1^{-ij}	-0.503 (0.410)	-0.232 (0.219)
Medium absolute price level gap		Mean MD ^{ij} (std. error) ^b	0.171 (0.002)	0,122 (0.002)

^a the number of observation is 3160, ^b mean value and Standard error for MD^{ij}.

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

To approve and conceive this finding, we estimate both, the preferable linear model in formula (C.2) and the rejected non-linear model with one threshold to have a short glance at the estimated parameters (table C.3). We estimate this threshold based on CHAN (1993). In the linear model the average speed of adjustment is higher for top-selling brands than for the discount range. As expected, we observe no significant differences in the speed of adjustments from the long-run equilibrium of both regimes in the threshold model for the discount range. Certainly, we observe differences of the speed of adjustment in the threshold-model for the top-selling brands, that are significantly different in about one third of the individual estimations ($\alpha = 0.05$). According to our hypothesis, this seems to confirm that the top-selling brands' price levels are stronger, but overall not significantly influenced by price promotions than the discount ranges' price levels.

An explanation for these findings can be the following interpretation of loss leader pricing: Price promotions occur with a given probability in one or more product categories of the typical shopping basket. The probabilities do not have to be constant over different product categories, but they result in observed proportions of price changes that are relatively constant over time. Thus, price levels of shopping baskets are much less affected by price promotions than single product prices. Price cuts in one product category are compensated by high prices in other categories and vice versa. Therefore, loss leader pricing would mean multi-product pricing, where price levels of stores are held relatively constant under the restriction of a given proportion of price promotions and randomly alternating products that go on sale. Despite these unexpected and remarkable preferences for the linear model specification, we now turn to its estimation results for both shopping basket types.

Cointegration and Granger causality

In regard to the results from the test for cointegration, the price levels neither of the top-selling brands nor of the discount ranges are cointegrated within formats and move independently across different formats over time. Thus, we cannot reject the hypothesis of entirely unrelated price level series across different retail formats pointing to the existence

of interformat price competition. As can be seen in table C.4, the proportion of cointegration between store formats is higher for discount range price levels (61.63 percent) than for price levels of the top-selling brands (60.42 percent). This finding could possibly indicate that interformat price competition is conducted by the discount ranges. The results also help to understand the formation of interformat price competition. We find that discount stores are not the (only) price leaders in interformat price competition.

The following facts let us come to this conclusion: On the one hand, price levels of discount stores are cointegrated with stores of other formats to a lesser extent than vice versa, but discount stores' price levels are more often followed by their competitors. Accordingly, the proportion of Granger causality is almost two thirds (66.30 percent). This could be a hint to the common believe that discount stores are price leaders. On the other hand, the remaining third of discount stores seems to react on price levels of supermarkets or hypermarkets. Also, the smaller proportion of discount stores that affect other formats' price levels in the discount range than for top-selling brands contradicts the assumption that discount stores are the only price leaders.

All in all, the interformat price competition seems not only to be conducted through the discount ranges, but also through the top-selling brands (table C.4). Hence, we present the dummy regression results for both, the top-selling brands' and the discount ranges' sample.

Table C.4 The positioning of formats in interformat competition

	Discount stores	Supermarkets	Hypermarkets	Total
Number of observations	1159	1375	1584	2059
Price level of top-selling brands				
Proportion of Cointegration [%]	56.82 ^a	60.95	61.83	60.42
Proportion of Granger causality [%]	66.30	47.73	40.88	-
Price level of discount price range (basic assortment)				
Proportion of Cointegration [%]	51.82	67.71	62.63	61.63
Proportion of Granger causality [%]	59.84	40.82	49.90	-

^a totally, we get 3160 equations where one price level is explained by another price level and 2059 equations include stores from different formats. From the 1159 pairwise comparisons of stores' price levels which include one discount store, 56.82 percent are significantly cointegrated and in 66.30 percent of these 658 equations, the price levels of the discount store seems to cause the price levels of the other store format.

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

Dummy regression results

To further signify the existence of interformat price competition, we start with a look at the determinants of small mean absolute price level gaps (MD^{ij}) in table C.5. As small gaps are assumed to point to closer competition, price level gaps between stores from the same borough are assumed to be significantly smaller. Besides, the significantly negative parameter of the cointegration dummy is in line with our assumption as unrelated (not cointegrated) price level series show significantly larger price level gaps pointing to less price rivalry. The larger gaps between price levels of top-selling brands can originate from the different compositions of the shopping baskets with respect to the share of na-

tional brands and private labels. They may be a reason for larger price variations of top-selling brands' baskets from different stores than of discount ranges.

Table C.5 Dummy regressions' results^a

Price level	Mean absolute gap between price levels MD ^{ij}		Contemporary adjustment β_2^{ij}		Speed of adjustment β_1^{ij}	
	Top ^b	Low ^c	Top	Low	Top	Low
Constant	17.31*** (0.341) ^d	15.50*** (0.317)	0.116*** (0.0110)	0.0814*** (0.00928)	-0.235*** (0.00471)	-0.137*** (0.00413)
Discount stores	-3.021* (1.629)	-8.921*** (1.290)	0.0404 (0.0558)	-0.00819 (0.0434)	0.0760*** (0.0240)	0.0589*** (0.0193)
Supermarkets	1.611* (0.846)	0.713 (0.670)	0.166*** (0.0317)	0.0520* (0.0293)	-0.0152 (0.0136)	-0.0529*** (0.0130)
Hypermarkets	3.369*** (0.639)	-2.751*** (0.505)	-0.0526** (0.0244)	0.0371* (0.0201)	-0.0205* (0.0105)	-0.0327*** (0.00894)
DS A	-0.720 (5.323)	-0.709 (4.208)	0.0172 (0.216)	0.336** (0.153)	0.0304 (0.0927)	-0.0506 (0.0682)
DS E	2.596 (2.013)	1.019 (1.591)	0.367*** (0.0660)	0.239*** (0.0526)	-0.00629 (0.0284)	-0.0267 (0.0234)
SM A	-6.135** (2.484)	-1.693 (1.963)	-0.229*** (0.0796)	0.180** (0.0863)	0.0198 (0.0342)	-0.0131 (0.0384)
SM B	-13.39* (7.224)	-13.68** (5.712)	n.c. ^c	n.c.	n.c.	n.c.
SM C	-9.707*** (3.310)	-9.277*** (2.616)	0.217 (0.173)	0.339*** (0.0973)	0.0560 (0.0744)	-0.0821* (0.0433)
SM D	-13.44*** (4.014)	-3.333 (3.173)	0.185 (0.124)	0.402*** (0.135)	-0.0740 (0.0534)	0.0159 (0.0600)
SM E	-9.840 (7.223)	3.937 (5.712)	n.c.	0.469*** (0.172)	n.c.	0.0796 (0.0767)
HM A	-9.709*** (1.640)	-3.182** (1.297)	0.0886 (0.0575)	-0.00163 (0.0481)	0.0431* (0.0247)	-0.00224 (0.0214)
HM B	9.169*** (2.420)	11.29*** (1.913)	0.218* (0.114)	0.191** (0.0836)	0.00650 (0.0492)	0.0220 (0.0372)
HM C	-9.282*** (1.644)	-6.767*** (1.294)	0.666*** (0.210)	0.0681 (0.0530)	-0.115 (0.0902)	-0.0661*** (0.0236)
HM D	-3.767 (5.108)	-5.233 (4.041)	0.290* (0.149)	-0.113 (0.295)	0.0720 (0.0641)	0.0384 (0.131)
Same location	0.904 (0.635)	-0.225 (0.502)	-0.0140 (0.0231)	0.0275 (0.0199)	-0.0134 (0.00996)	-0.000749 (0.00887)
Same borough	-2.931** (1.244)	-1.797* (0.983)	0.0233 (0.0484)	0.0660* (0.0395)	0.00216 (0.0208)	-0.0101 (0.0176)
Coint. Dummy	-1.170** (0.458)	-3.375*** (0.363)				
No. of obs.	3,160	3,160	1,254	1,779	1,254	1,779
F statistics	8.20***	21.24***	12.42***	7.44***	3.31***	5.27***
Adj. R ² [%]	3.73	9.82	11.31	5.15	2.52	3.48

^a variables' abbreviations and explanations are in appendix 3, ^b top-selling brands, ^c low level price discount ranges, ^d standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, ^e no significant cointegration between price series within this group

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

Furthermore, the estimation results show some facts about the role of retail formats and companies and their interactive influence on the rivalry of stores. First and foremost, in the group of discount stores we find significantly smaller price level gaps between different stores than in the reference group (consisting of stores of different formats and companies) (see table C.5). In the group of supermarkets and hypermarkets, however, we observe relatively large price level gaps between stores of the same chains with regard to

their basic assortment of top-selling brands but relatively small gaps between their low level price ranges. Company factors tend to exhibit very heterogeneous effects on price level gaps. While company factors have no significant effect on the resulting price level gaps in the discount segment (DS A, DS E), supermarkets of company C (SM C), as well as hypermarkets of company A and C (HM A, HM C) show relatively small price gaps. Consequently, the analysis of price level gaps reconfirms the conclusion that interformat price competition exists, although not all retail formats and chains are involved in it.

If rivalry in German grocery retailing sector was restricted to intraformat price competition, we would expect unrelated price level dynamics within the reference group because the reference group consists of stores from different formats and chains. The greatest similarities in stores' price level movement would be expected within the same chain and the same retail format. Then, all estimated parameters in the dummy regressions for the contemporaneous adjustment coefficient had to be significant and close to one and the speed of adjustment had to be higher in absolute terms. Keeping in mind, the estimated and presented parameter is negative. Therefore, the existence of interformat price competition can only be rejected if all estimated parameters in the third dummy regression are significant and negative. As can be seen in table C.5, this restriction does not hold.

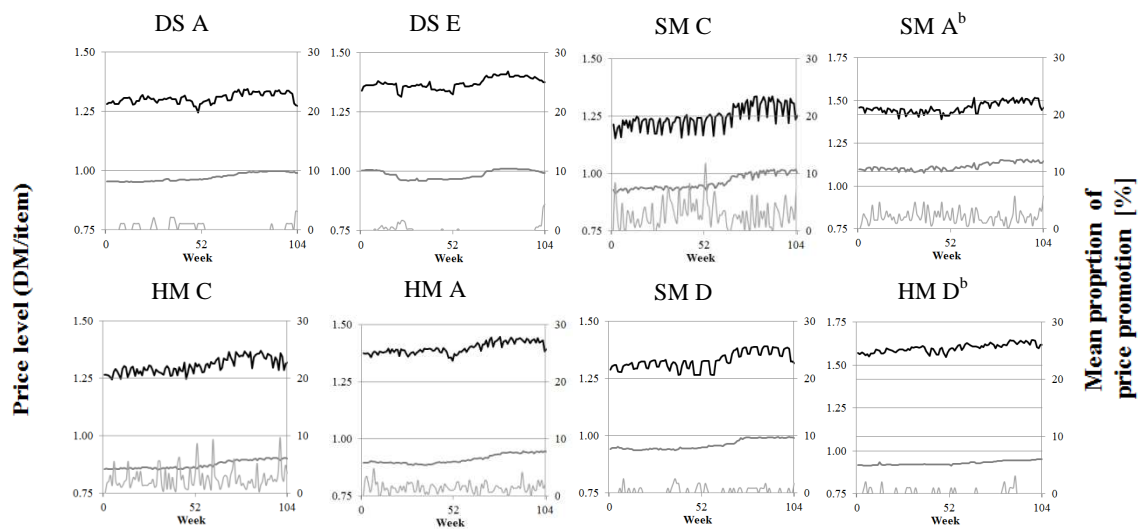
The analysis of the dynamic relationship of price levels of different stores reconfirm the relevance of company factors and the exceptional position of company C, whose super- and hypermarkets have significantly stronger related price levels (higher synchronized, returning faster to their long-run equilibrium). The estimated parameters in table C.5 denote that hyper- and supermarkets of company C are likely to have the most distinct pricing strategy. DC E synchronizes price level changes above average. In contrast, SM B and SM E show independent price levels and no common pricing strategy and therefore are excluded from the next steps of the analysis. As we rely on the assumption that stores of the same chain pursue a common pricing strategy, we also exclude the hypermarket of chain B (HM B). Its gap between the average prices of the basket types is significantly larger than those of all others.

Overall, we cannot reject the existence of interformat price competition. However, we can conclude that not all chains are engaged in it because some of them show extremely dissimilar price levels. These dissimilarities can be an indicator of inconsistent pricing and positioning strategies. Thus, we concentrate on the remaining chains and try to answer how these chains are involved in interformat price competition and whether these chains succeed.

The performance of interformat price competition

To get evidence for the efforts of chains in interformat price competition, we have to take a look at the graphical representations of their average price series in figure C.2.

Figure C.2 The performance of interformat competition^a



^a stores of chain SM B, SM E and HM B are not characterized by a common pricing strategy and therefore not presented, ^b the maximum value of the vertical price level axis is 1.75 DM instead of 1.50 DM.

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

Figure C.2 illustrates the price level movement of the top-selling brands and the discount ranges, as well as the mean proportion of price promotions over time. All three aspects are assumed to be crucial for the targeted consumer segment since they are part of the pricing and positioning strategy of each chain. Weighted price levels of the basic assortment seem to be hardly affected by any significant cost shock over the two years period under study, although inflation in the food sector reached up to 4.5 percent and single product prices, i.e. of dairy products rose significantly from 2000 to 2001 (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2012). In all chains, the price levels of top-selling brands are significantly higher and affected more by price promotions than the discount ranges. Consumers buy significantly fewer price promoted brands in discount stores (especially in DS E) than in other formats. In company C, the proportion of price promotions and their influence on the price level of the top-selling brands is the highest. Moreover, company C sells the cheapest shopping baskets, no matter if we examine the top-selling brands or the discount ranges. Overall, the chains included in the graphical analysis show very close price level movement of top-selling and discount range brands, indicating a fierce interformat price competition. Certainly, instead of a definite price leader, we observe interformat (low) price level competitors from all retail formats. Thus, the question to address is: Are the EDLP strategists the profiteers of interformat competition or do other chains win in the consumers' intersection?

To assess the performance of each chain we estimate the gained share of the market segment competed for by pricing (the overlapping segment in the graphical representation of the concept, see figure C.1) by taking a closer look at their market share and the portion of their discount ranges on their total sales in table C.2. The highest shares of the overlapping market segment are gained by discount stores and hypermarkets. With regard to the store choice process and the guiding criterions this might confirm the assumption that

(low) price levels are the most important (first step) criterion. Correspondingly, only those supermarkets that we presume to be engaged in intraformat price competition reach appreciable market shares. On the contrary, discount stores seem to realize higher market shares if they widen their assortment. For example, DS E is characterized through sizable gaps between the price levels of top-selling brands and discount ranges, indicating that their customers tend to prefer national brands instead of private labels. Furthermore, we have to consider that the market shares of hypermarkets can be biased as they may include the outcomes of intraformat competition. Hypermarkets sell products from the basic assortment also to consumers outside the overlapping segments. For example, we assign a considerable market share to HM B (8 %, see table C.2), although it shows no common pricing and positioning strategy and, therefore, seems to be hardly engaged in interformat price competition. In any case, those hypermarkets appearing to be engaged in interformat price competition seem to be well positioned in the whole retail market.

Another remarkable result of our analysis is that even if consumers could realize an even lower price level if they buy their basic shopping basket in stores of company C, discount stores attract more EDLP shoppers than those super- and hypermarkets. This can be interpreted as the impact of a retail formats price image. Following our concept, supermarkets seem to be excluded from the evoked set of (only) price sensitive consumers in the first step if they do not involve in interformat competition and concentrate on their core competence. The supermarket from chain C (SM C) is able to join the interformat competition as an appreciable number of price sensitive consumers shop there. But, unlike (hard) discount stores, SM C sells low priced shopping baskets which price levels are considerably influenced by price promotion, pointing to the fact that its customers are equally interested in low price levels and a wide assortment when they choose their store (i.e., brand loyal consumers). From this perspective, discount stores selling solely EDLP products (private labels) would restrict their business to intraformat competition, but the success of the discount stores from chain E (DS E) proves that discount stores do as well benefit from widening their assortment.

4.C.6 Conclusion

Assuming a two-step store choice process, we present a concept of intra- and interformat competition that combines the three meaningful criteria for consumers' store choice or dimensions of retail competition assortment, pricing and transaction costs. Based on this idea, we investigate the interformat price competition.

Given the multi-product character of retailers and assuming that consumers make their store choice on the basis of price images instead of searching for price information item-by-item, we analyze weighted price level series from up to 80 stores from 5 companies from retail scanner data from the German grocery retail sector (2000/2001). The empirical investigation allows us insights into the interformat price competition and the importance of the pricing dimension in retail competition that we sum up as follows.

First, our results tend to contest the findings of LOY AND WEAVER (2006: 78) who reject “a contemporaneous loss-leader hypothesis”. Regarding the prices of whole shopping baskets, price promotions in some product categories seem to be offset by relatively high regular prices in other product categories. In contrast to the assumption that price changes due to promotions can be an important reason for non-linear price adjustments, test for both samples, the top-selling brands and the discount range, clearly advice to apply linear error correction specifications to model price level relationships. One possible reason for the conflicting results may be the number or the type of product categories under investigation because LOY AND WEAVER (2006) focus on fresh fruit, while our analysis is based on packaged goods of all frequently and steadily purchased product categories.

Our results strongly confirm that all three formats are partly engaged in interformat competition but do not approve the exclusive price leadership of discount stores. Generally, super- and hypermarkets do not seem to follow the pricing of discount stores; neither with regard to the top-selling brands nor to the low-price range. Although, it seems as if German retailers make efforts to price compete by offering discount ranges.

Our empirical investigations show that these efforts are not successful in interformat price competition. For that reason, we figure out an alternative understanding of the formation of interformat price competition. In contrast to the common belief that discount stores are the price leaders and that the format itself does determine the success in interformat price competition, we identify the profiteers of interformat competition by their active efforts in the dimension being originally not part of their marketing strategy. Thus, those discount stores succeed that enlarge their assortment by national brands and offer price promotions. Analogously, supermarkets that have a low price image successfully compete for market share from the interformat competition segment. Thereby HiLo pricing strategy (frequent price promotions) can be as effective as EDLP to communicate a positive price image – the low price image that attracts consumers of that segment. In contrast, stores that maintain their core competence and remain beyond interformat competition do not only fail in interformat competition but also in intraformat competition. In particular, some supermarkets seem to fail in the whole market because they do not actively revise their strategy and their image. Again, we mention the price image as it can be a link between a common (price) strategy and the chain’s achievement in interformat price competition. It seems to be more likely to be in the consumers’ evoked set of store choice when pricing strategies are consistent within the same chain. Also, most price levels seem to be relatively consistent over time. Thus, consumers decide ‘right’ if they use internal price information (memory) planning the next shopping trip. The question remains what happens if consumers notice a price rise in their chosen (favorite) store. By what means do or can they make a quick check whether price levels in other stores have also risen? Frequently advertised product prices (i.e. like butter and coffee prices) might signal the overall price level of the store. Future research should investigate the existence and the attributes of these so-called signpost items.

References of paper 4.C

- AILAWADI, K. L., HARLAM, B. A., CÉSAR, J. UND TROUNCE D. (2006): Promotion Profitability for a Retailer: The Role of Promotion, Brand, Category, and Store Characteristics. *Journal of Marketing Research*. Vol. 43 (4): 518-535.
- AKAIKE, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19 (6): 716-723.
- ANDERSON, E. T. AND SIMESTER, D. I. (2003): Effects of \$9 Price Endings on Retail Sales: Evidence from Field Experiments. *Quantitative Marketing and Economics* (1): 93-110.
- AZZAM, A. M. (1999): Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81 (3): 525-533.
- BAHADIR-LUST, S. LOY, J.-P AND WEISS, C. R. (2007): Are they always offering the lowest price? An empirical analysis of the persistence of price dispersion in a low inflation environment. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28 (7): 777-788.
- BECKER, G. S. (1965): "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol. 75 (299): 493-517.
- BELL, D. R. AND LATTIN, J. M. (1998): Shopping Behavior and Consumer Preference for Store Price Format: Why "Large Basket" Shoppers Prefer EDLP. *Marketing Science*, Vol. 17 (1): 66-88.
- BHATNAGAR, A. AND RATCHFORD, B. T. (2004): A model of retail format competition for non-durable goods. *International Journal of Research in Marketing*, Vol. 21 (1): 39-59.
- BILS, M. AND KLENOW, P. J. (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, Vol. 112 (5): 947-986.
- BLATTBERG, R. C. AND NESLIN, S. A. (1990): Sales promotion: Concepts, methods, and strategies. *Prentice Hall*, Upper Saddle River.
- BOLTON, R.N. AND SHANKAR, V. (2003): An empirically derived taxonomy of retailer pricing and promotion strategies. *Journal of Retailing*, Vol. 79 (4): 213-224.
- CARLTON, D. W. AND PERLOFF, J. M. (2000): Modern industrial organization. 3rd edition. *Addison-Wesley*, Massachusetts.
- CHAN, K. S. (1993): Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, Vol. 21 (1): 520-533.
- CHEN, H. A., LEVY, D., RAY, S. AND BERGEN, M. (2008): Asymmetric price adjustment in the small. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55 (4): 728-737.
- CLEEREN, K., VERBOVEN, F., DEKIMPE, M. G. AND GIELENS, K. (2010): Intra- and Interformat Competition among Discounters and Supermarkets. *Marketing Science*, Vol. 29 (3): 456-473.
- DELEERSNYDER, B., DEKIMPE, M. G., STEENKAMP, J.-B E. M. AND KOLL, O. (2007): Win-win strategies at discount stores. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 14 (5): 309-318.
- DICKSON, P. R. AND SAWYER, A. G. (1990): The Price Knowledge and Search of Supermarket Shoppers 54. *The Journal of Marketing*, Vol. 54 (3): 42-53.
- DILLER, H. (2008): Preispolitik. 4th, revised edition. *Kohlhammer*, Stuttgart.
- DOBSON, P. W., WATERSON, M. AND DAVIES, S. W. (2003): The Patterns and Implications of Increasing Concentration in European Food Retailing. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54 (1): 111-125.

- FREY, G. AND MANERA, M. (2007): Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21 (2): 349-415.
- GIJSBRECHTS, E., CAMPO, K. AND NISOL, P. (2008): Beyond promotion-based store switching: Antecedents and patterns of systematic multiple-store shopping. *International Journal of Research in Marketing*, Vol. 25 (1): 5-21.
- GONZÁLEZ-BENITO, Ó., MUÑOZ-GALLEGO, P. A. AND KOPALLE, P. K. (2005): Asymmetric competition in retail store formats: Evaluating inter- and intra-format spatial effects. *Journal of Retailing*, Vol. 81 (1): 59-73.
- GOODWIN, B. K. AND PIGGOTT, N. E. (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83(2): 302- 317.
- HAMILTON, J. D. (1994): Time Series Analysis. *Princeton University Press*, Princeton.
- HANSEN, B. E. (1999): Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13 (5): 551-576.
- HESS, J. D. AND GERSTNER, E. (1987): Loss Leader Pricing and Rain Check Policy. *Marketing Science*, Vol. 6 (4): 358-374.
- HOSKEN, D. AND REIFFEN, D. (2004): How Retailers Determine Which Products Should Go on Sale: Evidence From Store-Level Data. *Journal of Consumer Policy*, Vol. 27 (2): 141-177.
- HOSKEN, D. AND REIFFEN, D. (2007): Pricing Behavior of Multiproduct Retailers. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, Vol. 7 (1).
- HOWARD, J. A. SHETH J. N. (1969): The Theory of Buying Behavior. *John Wiley and Sons*, New York.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12 (2-3): 231-254.
- KAHN, B. E. AND SCHMITTLEIN, D. C. (1989): Shopping trip behavior: An empirical investigation. *Marketing Letters*, Vol. 1 (1): 55-69.
- KROEBER-RIEL, W. AND WEINBERG, P. (2003): Konsumentenverhalten. 8th edition. *Vahlen*, München.
- KUMAR, V., GEORGE, M. AND PANCRAS, J. (2008): Cross-buying in retailing: Drivers and consequences. *Journal of Retailing*, Vol. 84 (1): 15-27.
- LAL, R. AND MATUTES, C. (1994): Retail Pricing and Advertising Strategies. *The Journal of Business*, Vol. 67 (3): 345-370.
- LAL, R. AND RAO, R. (1997): Supermarket Competition: The Case of Every Day Low Pricing. *Marketing Science*, Vol. 16 (1): 60-80-
- LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. AND VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 19 (2): 81-120.
- LOY, J.-P AND WEAVER, R. (2006): How do price-based sales affect market basket prices? Evidence for fresh food products in German grocery stores. *Food Economics - Acta Agriculturae Scandinavica, Section C- Economy*, Vol. 3 (2): 64-80.
- LOY, J.-P AND WEISS, C. R. (2009): Sales by multi-product retailers: a comment. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 30 (8): 513-515.
- LÜTKEPOHL, H. (2005): New Introduction to Multiple Time Series Analysis. *Springer*, New York.
- MARKTDATENKOMMUNIKATION GMBH (MADAKOM) (2002): Madakom Pool for Scannerdata. Köln.
- MESSINGER, P. R. AND NARASIMHAN, C. (1997): A model of retail formats based on consumers' economizing on shopping time. *Marketing Science*, Vol. 16 (1): 1-23.

- MEYER, J. AND CRAMON-TAUBADEL, S. (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55 (3): 581-611.
- MORSCHETT, D., SWOBODA, B. AND SCHRAMM-KLEIN, H. (2006): Competitive strategies in retailing - an investigation of the applicability of Porter's framework for food retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 13 (4): 275-287.
- OTTO, F. (2006): Supermärkte, Verbrauchermärkte, SB-Warenhäuser. Erscheinungsformen und künftige Entwicklung. In Handbuch Handel –Strategien, Perspektiven, Internationaler Wettbewerb. Ed. Zentes, J.. *Gabler*, Wiesbaden.
- PELTZMAN, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, Vol. 108 (3):466-502.
- RAO, R. C. AND SYAM, N. (2001): Equilibrium Price Communication and Unadvertised Specials by Competing Supermarkets. *Marketing Science*, Vol. 20 (1): 61-81.
- REUTTERER, T. AND TELLER, C. (2009): Store format choice and shopping trip types. *International Journal of Retail and Distribution Management*, Vol. 37 (8): 695-710.
- RICHARDS, T. J. (2006): Sales by multi-product retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 27 (4): 261-277.
- ROTEMBERG, J. J. (2005): Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (4): 829-852.
- SCHMEDES, E. C. (2005): Empirische Befunde zum Preissetzungsverhalten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie*, Vol. 14: 153-164.
- SCHMIDT, P. AND PHILLIPS, P. C. B. (1992): LM tests for a Unit Root in the Presence of a Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, Vol. 54 (3): 257-287.
- SCHWARZ, G. (1978): Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, Vol. 6 (2): 461-464.
- SHOCKER, A. D., BEN-AKIVA, M., BOCCARA, B. AND NEDUNGADI, P. (1991): Consideration set influences on consumer decision-making and choice: Issues, models, and suggestions. *Marketing Letters*, Vol. 2 (3): 181-197.
- SLADE, M. E. (1999): Sticky prices in a dynamic oligopoly: An investigation of (s,S) thresholds. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 17 (4): 477-511.
- SOLGAARD, H. S. AND HANSEN, T. (2003): A hierarchical Bayesian model of choice between supermarket formats. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 10 (3): 169-180.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (ED.) (2012): Verbraucherpreisindizes für Deutschland. Jahresbericht (Januar 1991 - Dezember 2010). *Statistisches Bundesamt*, Wiesbaden.
<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Fachveroeffentlichungen/Preise/Verbraucherpreise/VerbraucherpreisindexJahresbericht5611104107004.property=file.pdf>, checked on 16/02/2012.
- STRIKHOLM, B. AND TERÄSVIRTA, T. (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. *Econometrics Journal*, Vo. 9 (3): 472-491.
- VERHELST, B. UND VAN DEN POEL, D. (2010): Price rigidity in Europe and in the USA: A comparative analysis using scanner data. *Working Paper Series 449*, European Central Bank.
- WEISS, C. R. AND WITTKOPP, A. (2005): Retailer concentration and product innovation in food manufacturing. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32 (2): 219-244.

Acknowledgement

This work has been funded by the *Deutschen Forschungsgemeinschaft* and is part of the research project no. 549899 '*Preisbildung und Einkaufsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel*'.

Appendix of paper 4.C

Appendix C.1 Product categories under study and their weights

Product category	Weights
Butter	0.0467
Cheese	0.0318
Coffee	0.0387
Condensed milk	0.0371
Desserts	0.0127
Edible oil	0.0124
Fresh milk	0.0498
Instant cacao	0.0038
Pizzas and quiches (deep-frozen)	0.0203
Sauerkraut	0.0072
Vegetables (deep-frozen)	0.0062
Yogurt	0.1591
Apple juice	0.0176
Baking ingredients	0.0023
Blancmange powder	0.0055
Chips	0.0214
Chocolate	0.0475
Cold cuts	0.0128
Mineral water	0.1474
Peas (tinned)	0.0042
Shortbreads	0.0060
Soft drinks	0.0606
Tea	0.0091
Vinegar	0.0062
Baby food	0.0015
Cakes (deep-frozen)	0.0036
Candies	0.0014
Cereals	0.0033
Fast food	0.0013
Ketchup and dressing	0.0012
Confectionary	0.0015

Source: own calculation based on data from MADAKOM, 2002

Appendix C.2 Explanations and comments on the dummy regressions

Variables in formula C.2	Abbreviations in table C.5	Explanation
Endogenous variables		
r^{ij}		The term represents the three different measures of price competition competition MD^{ij} , β_2^{ij} and β_1^{ij} used as endogenous variables of the dummy regression, where i and j stand for different stores ($i = 1, \dots, 80, j = 1, \dots, 80, i \neq j$)
MD^{ij}	Mean absolute gab between price levels	Mean absolute gab between the price level of store i and the price level of store j
β_2^{ij}	Contemporary adjustment	Estimated parameter from the first part of the analysis (see formula C.1). Perfect synchronization of price levels is shown by values of β_2^{ij} approximately 1, while values near 0 indicate that a price level change of store j leads to no simultaneous price level change in store i or vice versa.
β_1^{ij}	Speed of adjustment	Estimated parameter from the first part of the analysis (see formula C.1). The existence of a long-run equilibrium is presumed to be accompanied by a negative value of β_1^{ij} . The higher its absolute value, the faster the price levels adjust to their long-run equilibrium.
Exogenous variables		
γ_0		Constant
d_{format}^{ij}	Discount stores Supermarkets Hypermarkets	Dummy variable for formats: 1 if store i and j are both discount stores, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets, 0 otherwise 1 if store i and j are both hypermarkets, 0 otherwise
γ_1^a		Matrices of estimated parameters for dummy variables for formats
d_{chain}^{ij}	DS A DS E SM A SM B SM C SM D SM E HM A HM B HM C HM D	Dummy variable for chains (company format combinations): 1 if store i and j are both discount stores from company A, 0 otherwise 1 if store i and j are both discount stores from company E, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets from company A, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets from company B, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets from company C, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets from company D, 0 otherwise 1 if store i and j are both supermarkets from company E, 0 otherwise 1 if store i and j are both hypermarkets from company A, 0 otherwise 1 if store i and j are both hypermarkets from company B, 0 otherwise 1 if store i and j are both hypermarkets from company C, 0 otherwise 1 if store i and j are both hypermarkets from company D, 0 otherwise
γ_2		Matrices of estimated parameters for dummy variables for chain
d_{sloc}^{ij}	Same location	Dummy variable: 1 if store i and store j have the same location (i.e., city, green field, residential area). The location information comes from MADAKOM (2002).
d_{sbor}^{ij}	Same borough	Dummy variable: 1 if store i and store j are in the same borough, 0 otherwise. The borough information comes from MADAKOM (2002). Totally, 34 different boroughs in Germany are given.
d_{coint}^{ij}	Coint. dummy	Dummy variable: 1 if price levels of store i and j are cointegrated according to pretests (see for further information section a.C.3 and table C.3)
$\gamma_3, \gamma_4, \gamma_5$		Vectors of estimated parameters for dummy variable for same location, same borough and coint. dummy
v^{ij}		Residual term

Source: MADAKOM, 2002

4.D Price competition in the German and American grocery sector: Evidence for milk and butter

Angela Hoffmann

Working Paper

Abstract

The increasing concentration in the grocery retail sector in Germany and the USA raises concerns. It can also contribute to a lack of price synchronization and price inertia. However, it is highly questionable whether empirical findings concerning the link between market concentration and the price setting behavior can be transferred from one country to another. Not only the macroeconomic situation (i.e. inflation) but also the retail formats, pricing strategies as well as the behavior of consumers and manufacturers can be assumed to influence the price setting behavior of grocery retailers. As both markets can differ with respect to some of these dimensions, findings from the USA are possibly not valid for Germany and vice versa.

Analyzing weekly scanner data from nearly 1000 grocery stores, it can be shown that price synchronization in Germany is higher than in the USA. Besides, the price variation across stores is higher in Germany. Important reasons for these differences tend to be common cost shocks, the proportion of national brands, the high price sensitivity of German consumers, price promotions and differences in pricing strategies of retail formats.

Keywords

Price setting, price synchronization, grocery retail sector, Germany, USA

4.D.1 Introduction

“price-setting in practice cannot be easily reconciled with one simple model given the evidence of heterogeneity”
(ALVAREZ ET AL., 2005: 19).

The increasing concentration in the grocery retail sector raises concerns in the USA as well as in Germany (WEISS AND WITTKOPP, 2005; CHIDMI AND MURAVA, 2011). ELLICKSON (2007) describes the American grocery retail sector as mainly oligopolistic. Data from 2002 shows that the top four supermarkets control more than 32 percent of the total American grocery sales (US CENSUS BUREAU, 2005). In Germany (2007), the corresponding concentration ratio (CR4) of the top four retail companies (*Edeka, Rewe, Metro, Schwarz*) is considerably higher (58 percent) (KPMG, 2008). In both countries, market concentration is a frequently discussed reason for “market power – the ability to set prices profitably above marginal costs –” (PERLOFF ET AL., 2007: 1), for asymmetric price adjustments and for a lack of price synchronization in the grocery retail sector (PELTZMAN, 2000; CHEN ET AL., 2008; MEYER AND CRAMON-TAUBADEL, 2004; AXARLOGLOU, 2007). PESENDORFER (2002) and MÖSER (2001) conclude that price promotions are another reason for non-synchronized price changes and explain why prices of the same good vary significantly even in the same town or region. Other theoretical explanations include asymmetric information or so-called price adjustment costs (SHESHINSKI AND WEISS, 1992, DAVIS AND HAMILTON, 2004; ZBARACKI ET AL., 2007; DENNIS, 2008). Furthermore, idiosyncratic shocks can be a cause of significant price deviations and staggering (non-synchronized price adjustments) across stores of different chains (LOY AND WEISS, 2002; LOY AND WEISS, 2004; NAKAMURA ET AL., 2011). Staggering is assumed to induce price inertia and, therefore, to be a reason for suboptimal non-adjusted output production (TAYLOR, 1999; CHRISTIANO ET AL., 2005). TOMMASI (1991) argues that staggering is followed by welfare losses as price deviations cause higher search costs for consumers. In this regard, the pricing strategies and the price setting behavior differ significantly between stores of different retail formats (BOLTON AND SHANKAR, 2003 and references therein). Thus, (price) competition tends to be more evident between stores of the same format than between stores of different formats (GONZÁLES-BENITO ET AL., 2005). Furthermore, it seems disputable to which extent these differences in price setting behavior can be explained by possible differences between national brands and private labels (RAO, 1991; BERCK ET AL., 2008).

An overview of the existing literature leads to the question, whether empirical results concerning the price setting behavior of grocery retailers, as for example price rigidity or price synchronization, can be transferred from one country to another. The macroeconomic situation determines the price setting behavior significantly; higher degrees of inflation are followed by higher degrees of price synchronization, while periods of low-inflation tend to induce staggering (LACH AND TSIDDON, 1992/1996 (Israel); TOMMASI, 1993 (Argentina); LOY AND WEISS, 2002/2004 (Germany)). The so-called *Eurosystem Inflation Persistence Network* investigates the price setting behavior based on all products that are

captured by Consumer Price Indices (CPI) and show that the degree of synchronization differs significantly across products (AUCREMANNE AND DHYNE, 2004; KONIECZNY AND SKZYPACZ, 2005; LÜNNEMANN AND MATHÄ, 2005; VERONESE ET AL., 2005; HOFFMANN AND KURZ-KIM, 2006; DHYNE AND KONIECZNY, 2007). IVANCIC ET AL. (2011) demonstrate that an important drawback of these investigations is that the time-aggregation and product replacement can bias the result. Moreover, the separation of and dealing with price promotions in the grocery retail sector is a crucial task as price promotions can be assumed to be synchronized to a smaller extent than regular price changes without having any reference to macroeconomics (VARIAN, 1980; NAKAMURA UND STEINSSON, 2008).

Only a few authors aim directly at comparing price setting behavior in the European and American grocery retail sector and find that prices are more flexible and higher synchronized in the USA than in Europe (DHYNE ET AL., 2006; VERHELST AND VAN DEN POEL, 2010). ALVAREZ ET AL. (2005) and FABIANI ET AL. (2005) compare the price setting behavior across different European countries and find significant and country-specific results.

Thus, the objective of this study is to compare the price setting behavior of German and North American grocery retailers in order to investigate to which extent the causal relationships between the market concentration and the price setting behavior in these markets resemble each other. Single country studies left this question unanswered (e.g. HERRMANN ET AL, 2005; ZBARACKI ET AL., 2007; KLENOW AND KRYVSTOV, 2008; NAKAMURA AND STEINSSON, 2008; KLENOW AND MALIN, 2010; HOFSTETTER, 2011). With respect to Germany, the high price sensitivity of consumers is assumed to influence the price setting behavior of retailers. Besides, discount stores are assumed to be price leaders since they have a great impact on the price setting behavior of stores of all formats although there is strong empirical evidence for the co-existence of everyday low price (EDLP) and high low (HiLo) pricing strategies in Germany (HERRMANN ET AL., 2005; SCHMEDES, 2005). Both pricing strategies are common in the USA as well (BOLTON AND SHANKAR, 2003), but do they have the same impact on the synchronization of regular price changes and price promotions?

To answer these questions, empirical data from more than 600 American grocery stores and almost 300 German ones is analyzed (SIG, 2008; SIG, 2010). The advantages of the samples chosen from these scanner data sets are as follows: First, price reactions of the period 2005-2006 can be compared in both countries. Furthermore, the samples concentrate on distinct and identical products. The analysis focuses on milk and butter. Both products are homogeneous and often described as typical signpost items (loss leaders) (NYSTRÖM, 1970; GREEN AND PARK, 1998). On the one hand, prices of milk and butter are assumed to reflect reactions to cost changes adequately. On the other hand, consumers apply prices of signpost items to evaluate price levels of the whole assortment (DILLER, 2008). Following this assumption, milk and butter prices can illustrate very well the price setting behavior of grocery retailers (SOLGAARD AND HANSEN, 2003). Biases that originate from product category differences and time aggregation can be completely excluded (VEERAMANI AND MAYNARD, 2004; HOSKEN AND REIFFEN; 2007; HOFFMANN AND LOY,

2010; IVANCIC ET AL., 2011). Furthermore, price promotions and their impact on price setting behavior are to be investigated because they are assumed to have a meaningful but unknown influence on the measurement of price synchronization (VERHELST AND VAN DEN POEL; 2010).

The remaining of the paper is organized as follows: Section D.2 gives a detailed description of the data and section D.3 illustrates the methodology. The empirical results are presented in section D.4 and the paper concludes in section D.5.

4.D.2 Data and Descriptive Analyses

*“With respect to the time dimension, it might seem to be best practice if we chose a week as the unit of time rather than a month or a quarter”
(IVANCIC ET AL., 2011: 25).*

The scanner data sets under study comprise weekly price and turnover information from individual national brands and private labels in up to 636 grocery stores from the USA and up to 297 stores from Germany (SIG, 2008; SIG, 2010). While the scanner data sets from Germany contain information about the stores’ formats (discount stores, supermarkets and hypermarkets), there is no such detailed classification of ‘grocery stores’ in the USA. Besides, the data sets from the USA exclude markets, where the top grocery chain has more than 50 percent of the market (BRONNENBERG ET AL., 2008). To characterize and compare the price setting behavior in both countries, the analysis concentrates on milk and butter. The analysis is restricted to those items that are sold in more than 95 of the total 105 weeks.⁵⁰ Moreover, only one third of these items (top-selling brands in each store) are selected from the German data samples to limit the influence of the sample size on the applied measurements that are described below. The four resulting samples are presented in table D.1.

The number of brands in the American data samples is smaller than in the German ones and smaller for butter than for milk. The proportion of private labels tends to be higher in the USA. On the contrary, the number of stores in the American data samples is about twice as high as in the German ones. Consequently, the American data samples constitute of only few brands that are sold in many stores all over the country. The German data samples cover more brands of which a higher proportion is sold in the same store. While all American stores are characterized as ‘grocery stores’, the German stores can be further distinguished as discount stores, super- and hypermarkets. Bearing in mind the characteristics of these retail formats, the format most resembling the American grocery the most are German hypermarkets, although American hypermarkets can follow both types of pricing strategy (EDLP and HiLo pricing) (CFDTTD, 2009). As pricing strategies influence the price setting behavior, this lack of separation might bias the results. As a result,

⁵⁰ In this paper, ‘item’ terms a product identified by its upc or ean code in a specific store. For example, I count three items, if a upc-identified product is sold in three stores over the whole time period.

differences in the price setting behavior across countries might originate from differences in the price setting behavior of stores with EDLP or HiLo pricing strategies.

As price promotions are the main characteristics of HiLo pricing, this potential bias can be reduced by accounting for different types of price changes (regular price changes and price promotions). Moreover, the identification and separation of regular price changes and price promotions becomes even more important because it is not yet established whether price promotions have the same impact on the measured degree of price synchronization in both countries (HOFFMANN AND LOY, 2010). It is assumed that price promotions are synchronized to a lesser extent than regular price changes and that they are not related to common cost shocks (VARIAN, 1980; NAKAMURA UND STEINSSON, 2008). However, if price promotions are not analyzed separately, their influence on the measured degree of price synchronization can be either positive or negative and is therefore unknown (NAKAMURA ET AL., 2011)

In this regard, the choice of an appropriate definition or an unambiguous identification algorithm for price promotions is very important (EICHENBAUM ET AL., 2008). From the wide range of proposed identification rules for price promotions, a characterization that is very close to the definition of MIDRIGAN is chosen (2011) (VERHELST AND VAN DEN POEL; 2010). According to this identification algorithm, price promotions are those negative price changes that are larger than 5 percent of the reference price and last no longer than for four weeks. ⁵¹ This characterization of price promotions best reflects the definition of price promotions as temporary and significant price reductions which are unrelated to cost changes (HOSKEN UND REIFFEN, 2001).

Table D.1 Descriptive statistics on the proportion of regular price changes and price promotions in the data samples

Country	Product	No. of brands ^a	No. of labels (%) priv)	No. of stores ^b (% disc) {% hyper}	Proportion of price changes [%]		
					Total	Regular (% pos) ^c	Promo
USA	Butter	559	17 (41.4)	466	32.9	17.4 (44.7) ^d	15.4
	Milk	821	32 (34.4)	636	56.0	30.7 (47.3)	26.2
Germany	Butter	483	47 (23.4)	271 (35.1) {60.5}	41.9	24.7 (47.3)	17.0
	Milk	638	112 (30.4)	297 (43.1) {54.2}	16.9	10.6 (47.4)	5.0

^a each data set contains price information for 105 weeks for each of these items. Missing values are filled by prices of the previous week. ^b the remaining stores (neither discount stores nor hypermarkets) are supermarkets up to 800m. ^d the values in brackets reflect the proportion of positive regular price changes in relation to all regular price changes. For example, 44.7 percent of the 17.4 percent regular price changes are positive, whereas the remaining 56.3 percent are negative.

⁵¹ The majority of identified price promotions are robust against the chosen identification rule. Likewise, RICHARDS (2006) shows that different identification rules have only marginal and non significant effects on his empirical results.

Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

Furthermore, the discussion about asymmetric price adjustment advises us to distinguish between positive and negative regular price changes (VERHELST AND VAN DEN POEL; 2010). Table D.1 provides a brief overview of the significance of price promotions and the proportions of positive and negative regular price changes in the different data samples. The proportions of price promotions differ strongly between milk in the USA and milk in Germany whereas the proportions of price promotions for butter range between 15 and 20 percent in both countries.

To elaborately describe the data under study, the impact of price promotions on the mean price levels and on the size of the mean absolute price deviation are analyzed (table D.2). The mean absolute price deviation is given by

$$(D.1) \quad \overline{\Delta P\%} = \frac{1}{NMT} \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M |\Delta P_{t,i,m}^{\%}|,$$

where $\Delta P_{t,i,m}^{\%}$ specifies the relative price difference in relation to the last effective price information.

Price promotions show a negligible influence on price levels and standard deviations in Germany. Especially for milk, the influence of price promotions is only evident in the third decimal place only. This finding cannot be transferred to the USA, where mean regular price levels are \$ 1,98 and \$ 2,80 instead of \$ 1,90 and \$ 2,68 in the total samples. Likewise, the standard deviations are strongly affected by price promotions. For example, the standard deviation for all American butter prices is almost twice as high as for regular prices only.

The sizes of the absolute price deviations hardly differ across countries and less significantly across products than across the type of price changes. On average, regular positive price changes are significantly larger than negative ones but their magnitude is similar to those of promotional price changes. For butter in the USA, the size of positive regular deviations (13.5 percent) almost equals the size of promotional price changes (13.8 percent). In contrast to CHEN ET AL.'s (2008) expectations, small positive price changes do not occur more often than small negative ones. For milk in Germany, 58.6 percent of positive price changes and even 68.9 percent of negative price changes are small (less than 5 percent of the reference price). The separation of promotional prices contributes probably to this conflicting finding. Interestingly, small price changes (both positive and negative ones) are more prominent in the American data samples than in the German ones.

Table D.2 Descriptive statistics on mean price levels and deviations

Country	Product	No. of brands	Mean price level [\$] (std. err. [\$])		Abs. size of price deviation [%] ^b (share of small price change [%]) ^c		
			Total	Regular	Positive	Negative	Promo ^d
USA [\$]	Butter	559	1.90 (0.20)	1.96 (0.12)	13.5 (67.5)	10.1 (73.3)	13.8 (51.9)
	Milk	821	2.68 (0.20)	2.80 (0.14)	8.5 (81.1)	5.5 (88.3)	9.3 (72.9)
Germany [\$] ^e	Butter	483	1.20 (0.21)	1.21 (0.19)	17.7 (54.0)	7.8 (76.4)	14.1 (49.6)
	Milk	638	0.77 (0.09)	0.77 (0.09)	9.6 (58.6)	7.3 (68.9)	11.0 (43.5)

^a standard deviation given by formula (D.2), ^b absolute size of price deviations given by formula (D.1), ^c the share of price changes ≤ 3 percent of the last price information, ^d promotional price changes contrasted to regular positive and regular negative price changes, ^e the German € prices are converted to \$ (1 € = \$ 127).

Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

Moreover, the mean variation of prices across stores is analyzed (LOY UND WEISS, 2002). To correct for brand specific price differences, the mean variation of prices σ_p^* was measured based on the deviations from the brands' mean prices \bar{P}_i instead of deviations from the total mean price \bar{P} :

$$(D.2) \quad \sigma_p^* = \sqrt{\frac{1}{NMT-1} \sum_{i=1}^N \sum_{m=1}^M \sum_{t=1}^T (P_{t,i,m} - \bar{P}_i)^2},$$

where i ($i = 1, \dots, N$) specifies the brand with the total number of brands N , m ($m = 1, \dots, M$) specifies the store with the total number of stores M ; NM can also be interpreted as the total number of items in the sample. $P_{t,i,n}$ identifies the item specific price observation at each point of time t ($t = 1, \dots, T$ and $T = 105$). The mean price levels serve as reference systems to compare the standard deviations presented in table D.2 across the samples. Having a closer look at these standard deviations, one observes a higher variation of regular prices in Germany than in the USA. Thus, the price variation in percent is 11.7 ($= \$ 0.09 / \$ 0.77$) for milk in Germany and 7.0 percent for milk in the USA. This clear outcome would not be obvious if price promotions were not excluded from the analysis. In addition, the higher regular price variation in Germany can be either induced by higher price dispersion across items or higher price flexibility.

Therefore, the price flexibility in both countries is evaluated based on the mean duration of price spells being defined as

$$(D.3) \quad D = \frac{1}{F},$$

where F equals the frequency of price changes given by the proportion of price changes on all prices (HOFSTETTER, 2010). Table D. 3 shows that German regular butter prices are not significantly more flexible than American prices. Regular milk prices are even less flexible in Germany than in the USA. Consequently, the higher price variation in Germany actually tends to originate from the higher price dispersion across stores or brands.

Table D.3 Price flexibility in the American and German grocery retail sector

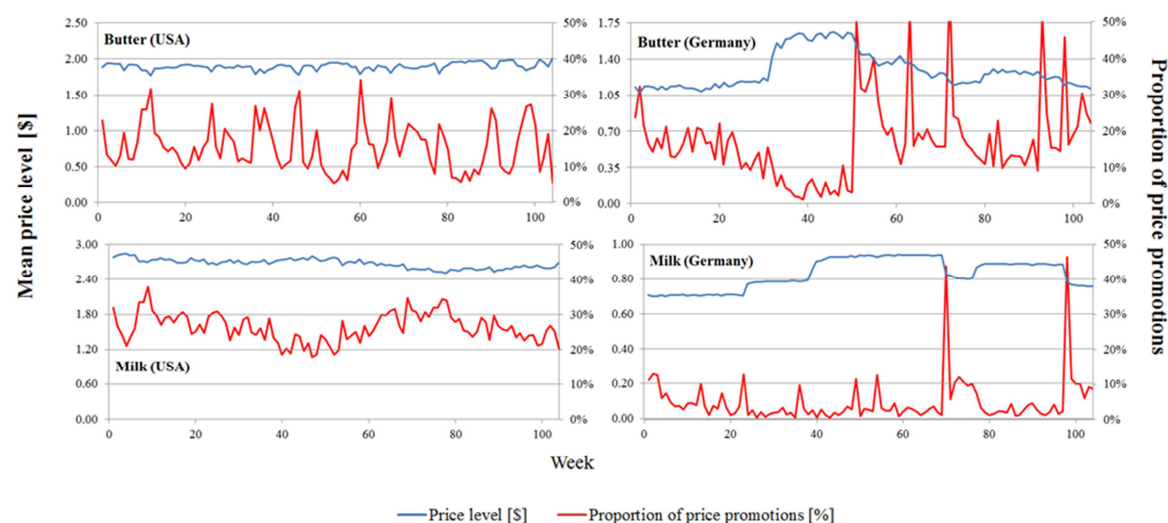
Country	Product	No. of brands	Mean duration of price spells [weeks] ^a		
			Total	Regular ^b	Promotional ^c
USA	Butter	559	3.0	5.7	6.5
	Milk	821	1.8	3.3	3.8
Germany	Butter	483	2.4	4.1	5.9
	Milk	638	5.9	9.4	19.9

^a D is given in formula (D.3), ^b regular price changes occur every ... week, ^c promotional price changes occur every ... week.

Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

In contrast, figure D.1 clearly illustrates that the mean price level movements differ significantly between the USA and Germany. While shifts of price levels in Germany are significantly larger than in the USA and rather long-lasting, the price levels are very unsteady in the USA. The proportions of price promotions and their fluctuations reveal strong differences. Obviously, the proportions of price promotions in the USA vary strongly but homogeneously around their mean value (given in table D.1) over the two years under study. In Germany, some peaks are observed, where more than half of the products go on sale. For milk however, there are only very few price promotions.

Figure D.1 Price level movements and fluctuations of price promotions



^a total price levels are illustrated by the blue lines (left axis), the proportion of price changes are illustrated by red lines (right axis).

Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

Over all, the cyclical fluctuations of price promotions could – in line with the hypothesis – have a significant influence on the measured degree of price synchronization if they had not been excluded or separated from the analysis. With respect to the price synchronization, these findings result in a second assumption. Namely, that the price synchronization is more variable in Germany than in the USA during 2005 and 2006 as some price level movements tend to be caused by common cost changes in Germany. These common cost changes should be approximated either through input price changes or they may be caused by other cost changes like transportation costs or the price of gasoline, respective-

ly. The input price level of milk does not determine the observed price level movements as the input price level proceeds V-shaped with a minimum in the first weeks of 2006 (ZMP, 2005; ZMP, 2006). However, the price level of gasoline shows movements very similar to the mean price level movements of grocery retailers (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2012). In the USA, the input prices and the gasoline price levels decrease significantly in 2006 (CPS, 2012; GOULD, 2012). As these negative common costs shocks have no impact on the retail price levels, the degree of synchronization is likely to be stable, too.

The assumption that, due to common positive cost shocks, price synchronization is more inconsistent in Germany than in the USA requires not only static measurements of price synchronization but also a time-dependent analysis.

4.D.3 Methodology

*“the strength of this evidence very much depends on the measure of [...] [uniform nonsynchronization] that is used”
(DIAS ET AL., 2007 :).*

To investigate the price synchronization in detail, the analyses is based on the so-called FK index by FISHER AND KONIECZNY (2000) being presented by DIAS ET AL. (2005) in the following form. This so-called FK_D-Index will be extended in this paper in some way to overcome some inaccuracies as described below:

$$(D.4) \quad FK_D = \sqrt{\frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(p_t - \bar{p})^2}{\bar{p}(1-\bar{p})} \right\}}{\frac{s_{p_t}}{\sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}}}}, \quad 0 \leq FK_D \leq 1.$$

The original FK index is given by

$$(D.5) \quad FK = \frac{\sigma_{Stag} - s_{p_t}}{\sigma_{Stag} - \sigma_{Syn}} = \frac{\sqrt{\frac{1}{NM} \bar{p}(1-\bar{p})} - s_{p_t}}{\sqrt{\frac{1}{NM} \bar{p}(1-\bar{p})} - \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}},$$

where the observed standard deviation s_{p_t} of the proportion of price changes is related to its expected values under perfect synchronization σ_{Syn} and random staggering σ_{Stag} . The abbreviation \bar{p} specifies the average (or total) proportion of price changes and M specifies the total number of stores in the sample.

FK_D index is equal to the original FK index if σ_{Stag} is equal to zero. Thus, DIAS ET AL. (2005) substitute the expected value of the standard deviation under random staggering (binomially distributed price changes) by the expected value under uniform staggering (LACH AND TSIDDON, 1996)

Our first modification concerns the expected value under perfect synchronization $\sigma_{Stag} = \sqrt{\bar{p}(1-\bar{p})}$ being deduced from the expected value under perfect staggering when the number of items in the sample equals one ($NM = 1$). Considering a binomial random variable

$$(D.6) \quad X \sim B(NM, \bar{p}) \text{ with } f(k) = \binom{NM}{k} \bar{p}^k (1-\bar{p})^{NM-k} \text{ for } k = 1, \dots, NM,$$

the expected value of the variance of the proportion of price changes can be reduced to $\text{Var}\left(\frac{X}{NM}\right) = \frac{1}{NM}\bar{p}(1 - \bar{p})$ if, and only if, the expected values of the number or the proportion of price changes are identical for all items (or stores) in the sample (SACHS AND HEDDERICH, 2006). If the proportion of price changes is constant over all items ($\bar{p}_m = \bar{p}_n$ ($m = 1, \dots, NM, n = 1, \dots, NM, m \neq n$)), the expected value of the number of price changes is given as

$$(D.7) \quad E(X) = E(X_1) + E(X_2) + \dots + E(X_N) = N\bar{p},$$

and the expected value of the variance of this binomial variable is

$$(D.8) \quad \text{Var}(X) = \text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \dots + \text{Var}(X_N) = N\bar{p}(1 - \bar{p}).$$

Otherwise, if the proportion of price changes is not constant over all items, e. g. varying across retail formats or across national brands and private labels ($\bar{p}_m \neq \bar{p}_n, m = 1, \dots, NM, n = 1, \dots, NM, m \neq n$), this simplification is not allowed and the expected value of the variance of the proportion of price changes is equal to the mean of single variances:

$$(D.9) \quad \text{Var}\left(\frac{X}{NM}\right) = \frac{1}{NM}[\text{Var}(X_1) + \text{Var}(X_2) + \dots + \text{Var}(X_{NM})] = \\ \frac{1}{NM}\sum_{m=1}^{NM}\bar{p}_m(1 - \bar{p}_m) \neq \frac{1}{NM}\bar{p}(1 - \bar{p}).$$

This assumption leads to the following representation of FK_D^* , by replacing the expected value of σ_{Syn} by its counterpart for $\bar{p}_m \neq \bar{p}_n$:

$$(D.10) \quad FK_D^* = \frac{s_{pt}}{\sigma_{\text{syn}}^*} = \frac{s_{pt}}{\sqrt{NM}\sigma_{\text{syn}}^*} = \frac{s_{pt}}{\sqrt{\sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^M \bar{p}_{n,m}(1 - \bar{p}_{n,m})}}.$$

It includes the original FK_D index in the special case of $\bar{p}_m = \bar{p}_n$. This modification improves the validity of the FK_D index because price changing frequencies can differ strongly across stores of different retail formats (HERRMANN ET AL., 2005). It also enhances the test power of the χ_D^2 test proposed by (DIAS ET AL., 2005), as the test statistic is directly linked with the FK_D index: $FK_D^* > FK_D$ if expected price changing frequencies are not equal for different stores while the critical values are equal and only depend on T.

$$(D.11) \quad \chi_D^2 = \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{(NMp_t - NM\bar{p})^2}{NM\bar{p}} + \frac{(NM(1-p_t) - NM(1-\bar{p}))^2}{NM(1-\bar{p})} \right\} = NMT \frac{s_{pt}^2}{\bar{p}(1-\bar{p})} = NMT * FK_D^2.$$

The distribution of our test statistic can only be approximated by the values of χ_{tab}^2 if the expected values of the number of price changes fulfill the common restriction to χ^2 procedures ($NM\bar{p} \geq 5$) (BERKSON, 1940).

Secondly, the comparability of the FK_D index across samples of different size is enhanced since the FK_D Index is very sensitive to the sample size, which varies across the analyzed samples. For example, a value of $FK_D = 0.06$ (or 6 percent) implies significant synchronization if the number of stores is equal to $M = 6$, while it denotes a lack of synchronization and random staggering if $M = 12$ ($T = 20$). Thus, the FK_D index is corrected as described

below and the practicability of this extension is demonstrated by reverting to the relationship between the FK_D index and χ_D^2 described above.

$$(D.12) \quad FK_D^{**} = \sqrt{\frac{NM_S}{NM^*}} FK_D^* \text{ as}$$

$$(D.13) \quad \chi_D^2(FK_D^{**}) = NM^*T * FK_D^{**2} = NM^*T * \frac{NM_S}{NM^*} FK_D^{*2} = NM_S T * FK_D^{*2} = \chi_D^2(FK_D^*).$$

In table D.4, all versions of the FK index are presented to investigate the degree of price synchronization but the analysis is restricted to results of $\chi_D^2(FK_D^*)$ when testing for significance against H_0 (non-synchronized price changes). The interpretation of the degree of synchronization refers to the understanding of the original FK index, where values between 0 and 1 are interpreted as the proportion of stores that perfectly synchronize price changes (FISHER AND KONIECZNY, 2000).

To have a closer look at the variation of synchronization, a time-dependent (rolling) FK index is analyzed. It measures the degree of synchronization based on data from one year with varying start points (starting weeks). Thus, the number of observations for the time-dependent FK index is 53 in our samples. Other time windows were tested as well, for example a half year window. This shorter interval does not tend to deliver more information because short-lasting fluctuations interfere with the significant level changes of the time-dependent FK index. These apparently relevant movements are illustrated best by means of the time-depending FK index that is based on one year.

4.D.4 Results

“high frequency movements in prices [...] are important for understanding the monetary transmission mechanism”
(EICHENBAUM ET AL., 2008: 3).

Starting with the average or overall degree of price synchronization in German and American grocery retail sectors, three important facts are demonstrated by means of table D.4. The first fact is methodological and related to the comparison of the different versions of the FK index. According to our explanations in section 3, the values of the original FK index are smaller than the values of the FK_D index that are again smaller than the modified FK_D^* index. On the contrary, the value of the FK_D^{**} index is only higher compared to the values of FK_D^* index if the individual sample size NM_S is larger than our chosen corrective number of stores ($NM^* = 600$). For example, according to the different measurements 33.8 percent (FK_{FK}), 36.9 percent (FK_D), 45.8 percent (FK_D^*) and 41.0 percent (FK_D^{**}) of all butter price changes are characterized as perfectly synchronized in Germany.

Secondly, with regard to the extent of price synchronization the $\chi_D^2(FK_D^*)$ values clearly affirm that all types of price changes are significantly synchronized (table D.4). Nevertheless, the extent differs strongly between (1) the types of price changes, (2) across the products and (3) between the countries. For example, values of the FK_D^{**} index for price promotions are about 0.2 (20 percent) in the USA contrasting to 0.3 (30 percent) and 0.4

(40 percent) in Germany. But, in opposition to our assumption, price promotions are not always less synchronized than regular price changes. In fact, price promotions in the American data samples are significantly higher synchronized than regular price changes. Therefore it seems even more important to separate price promotions from the analysis when price inertia in different countries is investigated by the degree of retail price synchronization.

Thirdly, table D.4 reveals some remarkable regularity with reference to the degree of price synchronization. This way, positive price changes are higher synchronized than negative ones in all samples. While in the USA more than five out of twenty positive milk price changes tend to be synchronized only three negative ones tend to be. This can be evidence for asymmetric price transmission in the sense of ‘speed’ and to market power of grocery retailers that do not react (immediately) to input price changes but delay or leave negative input price changes unadapted (MEYER AND CRAMON-TAUBADEL, 2004).

Table D.4 Synchronization in the American and German grocery retail sector

Country	Product	No. of products	FK ^a [%]	FK _D ^b [%]	FK _D ^{*c} [%]	FK _D ^{**d} [%]	$\chi^2_D(\text{FK}_D^*)^e$
Total price changes							
USA	Butter	559	15.8	19.4	23.9	23.1	3333.1
	Milk	821	12.4	15.4	21.5	25.1	3928.7
Germany	Butter	483	33.9	36.9	45.8	41.0	10514.8
	Milk	638	43.8	46.0	50.9	52.5	17203.0
Positive regular price changes							
USA	Butter	559	8.2	12.1	14.7	14.2	1262.3
	Milk	821	15.4	18.4	22.2	26.0	4221.1
Germany	Butter	483	33.5	36.5	40.4	36.2	8197.2
	Milk	638	51.5	53.4	56.0	57.8	20837.3
Negative regular price changes							
USA	Butter	559	6.3	10.3	12.2	11.8	870.3
	Milk	821	8.6	11.8	13.8	16.2	1635.5
Germany	Butter	483	31.9	35.0	37.4	33.6	7042.0
	Milk	638	39.3	41.7	43.5	44.8	12531.6
Promotional price changes							
USA	Butter	559	14.7	18.3	22.8	22.1	3035.2
	Milk	821	6.0	9.3	16.8	19.6	2406.3
Germany	Butter	483	25.7	29.1	33.9	30.5	5788.1
	Milk	638	27.1	30.0	40.0	41.3	10629.8

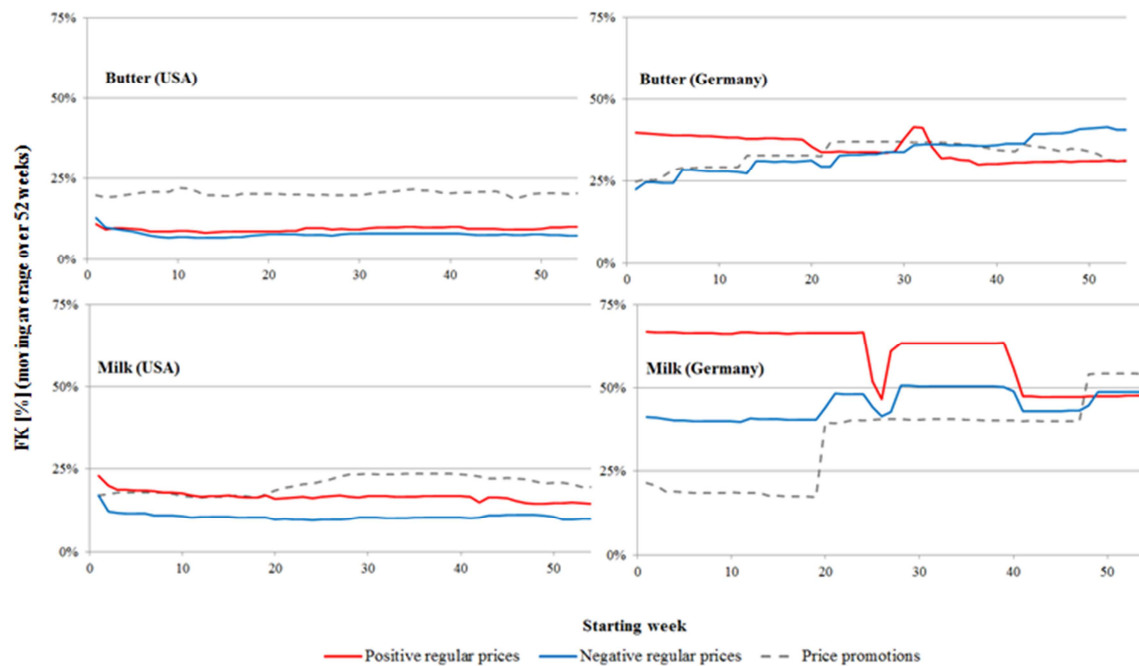
^a the original FK index is given in formula (D.5), ^b FK_D is given in formula (D.4), ^c FK_D^{*} is modified with regard to the expected standard deviation under staggering (formula (D.10)), ^d FK_D^{**} corrects for different sample sizes (formula (D.12)), ^e the critical value to test for significant synchronization is $\chi^2_{\text{tab}}(104) = 140.4$ ($\alpha = 0.01$).

Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

Furthermore, in the USA price changes are less synchronized than in Germany and milk prices are higher synchronized than butter prices (table D.4). For example, the FK_D^{**} index is 14.2 percent for butter and 26.0 percent for milk in the USA compared to 36.2 percent and 57.8 percent in Germany. But what becomes evident with regard to these differences when examining the results of the time-dependent FK index? Are there really any time-depending and country-specific characteristics of price synchronization that can be attributed to common cost shocks? Figure D.2 illustrates the time-dependent FK index indices for both countries and both products. First, the steady extent of price synchroniza-

tion in the USA stands out. Secondly, the ranking of the FK values for price promotions, positive and negative regular price changes is conspicuous. In the American grocery retail sector, price promotions are synchronized to the highest degree, followed by positive price changes, while negative price changes are least synchronized. These findings are time-invariant and can be explained by the lack of large price level movements in the USA (see figure D.1).

Figure D.2 Variability of price synchronization



Source: own calculations based on SIG (2008) and SIG (2010)

The variability of German price synchronization approves this last named conclusion and goes in line with our assumption stated at the end of section 2. Not only the price levels exhibits large-scale changes, possibly due to common cost shocks, but also price synchronization is much more variable in Germany than in the USA (figure D.2).

Another important difference between the American and the German price synchronization over time is that there is no such rule of price type specific synchronization in Germany as revealed for the USA. In Germany, regular positive price changes are higher synchronized than regular negative price changes (as in the USA and on average) most of the time. This rule reverses in the last third of observations in particular. Negative regular price changes are lesser synchronized than price promotions for a long time. Weeks with many price promotions seem to be correlated with their high synchronization as SHESHINSKI AND WEISS (1992) assume in their model for regular price changes. According to WARNER AND BARSKY (1995) and CHEVALIER ET AL. (2003) this type of synchronization of price promotions can be induced by holidays or peaks of demand.

Overall, price changes in the German grocery retail sector are higher synchronized than in the American market and the variability of regular price synchronization over time tends to be linked with the price level movements. However, there is no indication for a posi-

tive or linear relationship between rising price levels and higher degrees of price synchronization (figure D.2).

4.D.5 Conclusion

“The patterns [...] have suggested a number of factors that are potentially relevant in determining the frequency and size of price changes, including the structure of the retail market and the treatment of sales”
(DHYNE ET AL., 2006: 183).

The Grocery retail sectors in Germany and the USA are both described as highly concentrated. Hence, many authors discuss and try to investigate the relationship of market concentration and market power – meaning the possibility of retailers to set prices independently from competitors. Welfare implications and price inertia are the reasons most named for the analysis of price setting behavior in this field of research. However, existing literature does not precisely answer the question to what extent the key findings and results can be transferred from, i.e. the USA to European countries like Germany. Above all, the high price sensitivity of German consumers is assumed to have an important effect on the price setting behavior as it is responsible for the extreme success of discount stores in Germany.

For that reason, the objective of the study was to compare the price setting behavior in the American and German grocery retail sector by analyzing scanner data from nearly 1000 grocery stores from both countries. Weekly price information from the years 2005 and 2006 of butter and milk, being referred to as main and typical signpost items, were analyzed.

Contrary to ALVAREZ ET AL. (2005), FABIANI ET AL. (2005) and DHYNE ET AL., (2006), our results indicate that prices in the USA are as flexible as prices in Germany and price synchronization is even higher in Germany than in the USA. This finding cannot be explained by the actual inflation (DHYNE ET AL., 2006). Contrary to the theoretically expected positive relationship between the inflation rate and the degree of synchronization, a negative link is observed: The inflation rate in the USA, where the degree of synchronization is lower, was higher (3.2 percent in 2006, 3.4 percent in 2005) than in Germany (1.6 in both years), where the degree of synchronization is higher (TRIAMI, 2010). A potential cause for the lower degree of synchronization in the USA is the much larger market size or separation of the USA (where a total of 47 ‘geographical separated markets’ are described in the data (SIG, 2008)). Thus, the German market can be assumed to be more homogenous than its American counterpart. However, the price deviations across German retail stores seem to be more scattered across stores but the single price series are not more volatile than in the USA.

Another reason for this contradicting finding can be the separation of price promotions. It is shown that one has to attentively account for price promotions evaluating the impact of retail price decisions on price inertia and related welfare implications (EICHENBAUM ET AL., 2008). The different composition of the samples can also be crucial. There are more

national brands in the German sample and manufacturers' price decisions can be assumed to be consistent across different stores. More brands are sold in the same store in Germany and LOY AND WEISS (2002) find that synchronization within stores is higher than across stores. Furthermore, the higher price synchronization can be ascribed to the higher price sensitivity of German consumers as it makes stores be more reactive to competitors' price changes. Thus, the market power of individual German retailers seems to be less than in the USA, although the market concentration is higher in Germany than in the USA – especially in the American data set, where markets where one chain hold more than 50 percent of market share are excluded (section 4.D.2). Dissimilarities of the samples, like unequal proportions of national brands or differences of the pricing strategy of retail formats apart from the proportion of price promotions can be important causes of the differences in synchronization, too.

The variability of regular price synchronization over time tends to be linked with the price level movements and can be explained due to common costs shocks. If common positive cost shocks occur, higher degrees of price synchronization are observed. In contrast, common negative price changes have no impact on the degree of price synchronization.

All in all, our results advise strongly not to transfer outcomes from the American grocery retail sector to the German one or vice versa with respect to the price setting behavior of retailers in countries. Moreover, the price setting behavior and the price adjustment processes in the retail sector could be analyzed more validly having a glance on price setting of private labels instead of national brands. For example, the higher price variation in the German data set seems to originate from the higher proportion of national brands in the data samples. Detailed findings about the price setting behavior of private labels give a better idea of retail price decisions because they seem to be less biased by manufacturers' influence on retailers' prices. This finding is extremely interesting for scientific research as private labels become more important in the last years (COTTERILL AND PUTSIS, 2000).

From the methodological perspective, the FK_D index is enhanced to improve the validity and comparability. A further attractive addition would be to verify the interpretation of the FK index by simulating correlated price series (binomially distributed random variable), whereby it could be approved how the given correlation coefficient influences the value of the FK index. As the FK values lie between 0 and 1, it would be useful to find a sample size where its values approximately reflect the real correlation of price series. This sample size could be applied in the FK_D^{**} index and would further strengthen its information value.

References of paper 4.D

- ÁLVAREZ, L. J., DHYNE, E., HOEBERICHTS, M. M., KWAPIL, C., LE BIHAN, H., LÜNNEMANN, P., SABBATINI, R., MARTINS, F., STAHL H., VERMEULEN, P. AND VILMUN, J. (2005): Sticky prices in the euro area – a summary of new micro evidence. *Working Paper Series 563*, European Central Bank.
- AUCREMANNE, L. AND DHYNE, E. (2004): How frequently do prices change? Evidence based on the micro data underlying the Belgian CPI. *Working Paper Series 331*. European Central Bank.
- AXARLOGLOU, K. (2007): Thick markets, market competition and pricing dynamics: evidence from retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28 (7): 669-677.
- BERCK, P. J., BROWN J. M., PERLOFF AND VILLAS-BOAS, S. B. (2008): Sales: tests of theories on causality and timing. *International Journal of Industrial Organisation*, 26(6): 1257-1273.
- BERKSON, J. (1940): A note on the chi-square test, the Poisson and the binomial. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 35 (210): 362-367.
- BOLTON, R.N. AND SHANKAR, V. (2003): An empirically derived taxonomy of retailer pricing and promotion strategies. *Journal of Retailing*, Vol. 79 (4): 213-224.
- BRONNENBERG, B. J., KRUGER, M. W. AND MELA, C. F. (2008): Database Paper: The IRI Marketing Data Set. *Marketing Science*, Vol. 27 (4), 745-748.
- CAPITAL PROFESSIONAL SERVICES, LLC. (CPS) (2012): Current Inflation. *InflationData.com*. http://inflationdata.com/inflation/inflation_rate/currentinflation.asp, checked on 10/3/2012.
- CHEN, H. A., LEVY, D., RAY, S. AND BERGEN, M. (2008): Asymmetric price adjustment in the small. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55 (4): 728-737.
- CHEVALIER, J. A., KASHYAP, A. K. AND ROSSI, P. E. (2003): Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. *American Economic Review*, Vol. 93 (1): 15-37.
- CHIDMI, B. AND MUROVA, O. (2011): Measuring market power in the supermarket industry: the case of the Seattle–Tacoma fluid milk market. *Agribusiness*, Vol. 27 (4), 435-449.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. AND EVANS, C. L. (2005): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113 (1): 1-45.
- COMMITTEE FOR DEFINITION OF TERMS IN TRADE AND DISTRIBUTION (CFDTTD) (ED.) (2009): Katalog E, Definition of Terms in Trade and Distribution. *Hundt Druck GmbH*, Köln.
- COTTERILL, R. AND PUTSIS, W. P. (2000): Market Share and Price Setting Behavior for Private Labels and National Brands? *Review of Industrial Organization*, Vol. 17 (1): 17–39
- DAVIS, M. C. AND HAMILTON, J. D. (2004): Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36 (1): 17-37.
- DENNIS, R. (2008): The Frequency Of Price Adjustment And New Keynesian Business Cycle Dynamics. *CAMA Working Papers 2008-19*. Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis.
- DHYNE, E. AND KONIECZNY, J. (2007): Temporal Distribution of Price Changes: Staggering in the Large and Synchronization in the Small. *Working Paper Research 116*. National Bank of Belgium.
- DHYNE, E., ÁLVAREZ, L. J., LE BIHAN, H., VERONESE, G., DIAS, D., HOFFMANN, J., JONKER, N., LÜNNEMANN, P., RUMLER, F. AND VILMUNEN, J. (2006): Price Changes in the Euro Area

- and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20 (2): 171-192.
- DIAS, D. A., MARQUES, C. R., NEVES, P. D. AND SANTOS SILVA, J. M. C. (2005): On the Fisher–Konieczny index of price changes synchronization. *Economics Letters*, Vol. 87 (2): 279-283.
- DIAS, D., MARQUES, C. R. AND SANTOS SILVA, J. M. C. (2007): A note on measuring the importance of the uniform nonsynchronization hypothesis. *Economics Bulletin*, Vol. 4 (6): 1-8.
- DILLER, H. (2008): Preispolitik. 4th revised Edition. *Kohlhammer Edition*, Stuttgart.
- EICHENBAUM, M., JAIMOVICH, N. AND REBELO, S. (2008): Reference Prices and Nominal Rigidities. *NBER Working Papers* 13829. National Bureau of Economic Research, Inc.
- ELLICKSON, P.B. (2007): Does Sutton apply to supermarkets? *The Rand Journal of Economics*, Vol. 38 (1), 43-59.
- FABIANI, S., DRUANT, M., HERNANDO, I., KWAPIL, C., LANDAU, B., LOUPIAS C., MARTINS F., MATHÄ, T., SABBATINI, R., STAHL, H., AND STOKMAN, A. (2005): The pricing behaviour of firms in the euro area : new survey evidence. *Working Paper Research* 76, National Bank of Belgium.
- FISHER, T. C. G. AND KONIECZNY, J. D. (2000): Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *Economics Letters*, Vol. 68 (3): 271-277.
- GONZÁLEZ-BENITO, Ó., MUÑOZ-GALLEGO, P. A. AND KOPALLE, P. K. (2005): Asymmetric competition in retail store formats: Evaluating inter- and intra-format spatial effects. *Journal of Retailing*, Vol. 81 (1): 59-73.
- GOULD, B. (2012): Fluid Grade Milk Prices. *Agricultural and Applied Economics*, UW Madison. http://future-dev.aae.wisc.edu/data/monthly_values/by_area/5?area=US, http://future-dev.aae.wisc.edu/data/monthly_values/by_area/6?area=US checked on 10/3/2012.
- GREEN, G. M. AND PARK, J. L. (1998): Retail Demand For Whole Vs. Low-Fat Milk: New Perspectives On Loss Leader Pricing. Selected Paper for the annual meeting of the *American Agricultural Economics Association* (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association). August 2-5, Salt Lake City.
- HERRMANN, R., MÖSER, A. AND WEBER, S.A. (2005): Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol. 3 (1): Artikel 4.
- HOFFMANN, A. AND LOY, J.-P. (2010): Sonderangebote und Preissynchronisation im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 59 (4): 225-245.
- HOFFMANN, J. AND KURZ-KIM, J.-R. (2006): Consumer price adjustment under the microscope: Germany in a period of low inflation. Working Paper Series 652. European Central Bank.
- HOFSTETTER, M. (2010): Sticky prices and moderate inflation. *Economic Modelling*, Vol. 27 (2): 535-546
- HOSKEN, D. AND REIFFEN, D (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. *Agribusiness*, Vol. 17 (1): 115-137.
- HOSKEN, D. AND REIFFEN, D. (2007): Pricing Behavior of Multiproduct Retailers. *The B.E. Journal of Theoretical Economics*, Vol. 7 (1).
- IVANCIC, L., DIEWERT, W. E. AND FOX, K. J. (2011): Scanner data, time aggregation and the construction of price indexes. *Journal of Econometrics*, Vol. 161 (1): 24-35.

- KLENOW, P. J. AND KRYVTSOV, O. (2008): State-Dependent or Time-dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123 (3): 863-904.
- KLENOW, P. J. AND MALIN, B. A. (2010): Microeconomic Evidence on Price-Setting. *NBER Working Papers* 15826, National Bureau of Economic Research, Inc.
- KONIECZNY, J. D. AND SKRZYPACZ, A. (2005): Inflation and price setting in a natural experiment. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (): 621-632.
- KPMG (ED.) (2008): Sortiment und Warengruppen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – eine Bewertung aus Verbrauchersicht. Zusammenfassung der Ergebnisse des Sortimentenmonitors von KPMG, TNS Infratest und Handelsblatt. http://www.kpmg.de/docs/Sortimente_und_Warengruppen_im_deutschen_Lebensmitteleinzelhandel_-_eine_Bewertung_aus_Verbrauchersicht.pdf, checked on 28/02/2012.
- LACH, S. AND TSIDDON, D. (1992): The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregate Price Data. *The Journal of Political Economy*, Vol. 100 (2): 349-389.
- LACH, S. AND TSIDDON, D. (1996): Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms. *The American Economic Review*, Vol. 86 (5): 1175-1196.
- LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. AND VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 19 (2): 81-120.
- LOY, J.-P. AND WEISS, C. R. (2002): Staggering and Synchronization of Prices in a Low-Inflation Environment: Evidence From German Food Stores. *Agribusiness*, Vol. 18 (4): 437-457.
- LOY, J.-P. AND WEISS, C. R. (2004): Synchronization due to common shocks? Evidence from German grocery prices. *Economics Letters*, Vol. 85 (1): 123-127.
- LÜNNEMANN P. AND MATHÄ T. Y. (2005): Consumer price behaviour in Luxembourg - evidence from micro CPI data. *Working Paper Series* 541, European Central Bank.
- MEYER, J. AND CRAMON-TAUBADEL, S. (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55 (3): 581-611.
- MIDRIGAN, V. (2011): Menu costs, Multi-Product Firms and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 79 (4): 1139-1180.
- MÖSER, A. (2001): Preisstrategien im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – eine empirische Analyse. *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 50 (3): 214-217.
- NAKAMURA, A. O., NAKAMURA, E AND NAKAMURA, L. I. (2011): Price dynamics, retail chains and inflation measurements. *Journal of Econometrics*, Vol. 161 (1): 47-55
- NAKAMURA, E. AND STEINSSON, J. (2008): Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123(4): 1415-1464.
- NYSTRÖM, H. (1970): Retail Pricing: an Integrated Economic and Psychological Approach. Stockholm: *Economic Research Institute*.
- PELTZMAN, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, Vol. 108 (3):466-502.
- PERLOFF, J. M., KARP, L. S. AND GOLAN, A. (2007): Estimating Market Power and Strategies. *Cambridge University Press*, Cambridge et al.
- PESENDORFER, M. (2002): Retail Sales. A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. *Journal of Business*, Vol. 75 (1): 33-66.
- RAO, R. C. (1991): Pricing and Promotions in Asymmetric Duopolies. *Marketing Science*, Vol. 10 (2): 131-144.
- RICHARDS, T.J. (2006): Sales by Multi-Product Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 27: 261-277.

- SACHS, L. AND HEDDERICH, J. (2006): *Angewandte Statistik. Methodensammlung mit R. 12th revised edition. Springer Verlag, Heidelberg.*
- SCHMEDES, E. C. (2005): Empirische Befunde zum Preissetzungsverhalten im deutschen Lebensmittel Einzelhandel. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie*, Vol. 14: 153-164.
- SHESHINSKI, E. AND WEISS, Y. (1992): Staggered and Synchronized Price Policies Under Inflation: The Multiproduct Monopoly Case. *The Review of Economic Studies*, Vol. 59 (2): 331-359.
- SOLGAARD, H. S. AND HANSEN, T. (2003): A hierarchical Bayes model of choice between supermarket formats. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 10 (3): 169-180.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012): Index der Großhandelspreise. *Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.*
<http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Zeitreihen/WirtschaftAktuell/Preise/Content100/kpre560bv4.psml>, checked on 28/02/2012.
- SYMPHONY IRI GROUP (SIG) (2008): IRI Marketing Data Set available for distribution to academics through the SYMPHONY IRI GROUP (2001-2006).
<http://www.symphonyiri.com/Academics/tabid/172/Default.aspx>, checked on 28/02/2012.
- SYMPHONY IRI GROUP (SIG) (2010): Retail Scanner Daten zur Verfügung gestellt durch die SYMPHONY IRI GROUP für Deutschland aus den Jahren 2005-2008.
- TAYLOR, J.B. (1999): Staggered price and wage setting in macroeconomics. In: *Handbook of macroeconomics* - 1B: 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 Argentina. Book Chapter in *Optimal Pricing, Inflation and the Cost of Price Adjustment* ed. by SHESHINSKI, E. AND WEISS, Y. (ED.). *MIT Press, Massachusetts*: 485-511.
- TRIAMI MEDIA BV (2010): Inflation Germany 2005 & 2006. *Inflation.EU.*
<http://www.inflation.eu/inflation-rates/germany/historic-inflation/cpi-inflation-germany-2005.aspx>,
<http://www.inflation.eu/inflation-rates/germany/historic-inflation/cpi-inflation-germany-2006.aspx>, checked on 10/3/2012.
- US CENSUS BUREAU (2005): Establishment and Firm Size: 2002. 2002 Economic Census. Retail Trade Subject Series.
<http://www.census.gov/prod/ec02/ec0244sssz.pdf>, checked on 28/02/2012.
- VARIAN, H.R. (1980): A Model of Sales. *The American Economic Review*, Vol. 70 (4): 651-659.
- VEERAMANI, V. N. AND MAYNARD, L. (2004): Testing for the Existence of Price Points in Retail Milk Scanner Data Using Microeconomic Theory. Selected Paper for the annual meeting of the *American Agricultural Economics Association* (New Name 2008: *Agricultural and Applied Economics Association*). August 1-4, Denver.
- VERHELST, B. AND VAN DEN POEL, D. (2010): Price rigidity in Europe and the US: A comparative analysis using scanner data. *Working Papers of Faculty of Economics and Business Administration* 10/684, Ghent University, Belgium.
- VERONESE, G., FABIANI, S. AND SABBATINI, R. (2005): Consumer price behaviour in Italy - evidence from micro CPI data. *Working Paper Series* 449, European Central Bank.
- WARNER, E. J. AND BARSKY, R. B. (1995): The timing and magnitude of retail store markdowns: Evidence from weekends and holidays. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 (2): 321-352.

- WEISS, C. R. AND WITTKOPP, A. (2005): Retailer concentration and product innovation in food manufacturing. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32 (2): 219-244.
- ZBARACKI, M. J., BERGEN, M. AND LEVY, D. (2007): The Anatomy of a Price Cut: Discovering Organizational Sources of the Costs of Price Adjustment. *Bar-Ilan University Economics Working Paper*.
- ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE GMBH (ZMP) (2005): ZMP-Marktbilanz: Deutschland, Europäische Union, Weltmarkt. *ZMP*, Bonn.
- ZENTRALE MARKT- UND PREISBERICHTSTELLE GMBH (ZMP) (2006): ZMP-Marktbilanz: Deutschland, Europäische Union, Weltmarkt. *ZMP*, Bonn.

Acknowledgement

I would like to gratefully thank my colleague Dr. Mario Hasler (Department of Agricultural Economics, University of Kiel) for his assistance with the statistical problems. This work has been funded by the *Deutschen Forschungsgemeinschaft* and is part of the research project no. 549899 '*Preisbildung und Einkaufsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel*'.

5 Fazit

Ziel dieser Arbeit war es, das Preissetzungsverhalten und den Preiswettbewerb im deutschen Lebensmitteleinzelhandel anhand von Scannerdaten zu analysieren. Dabei werden einheitliche Preise und simultane Preisanpassungen bei homogenen Produkten als Indikatoren für funktionierenden Wettbewerb angesehen.

Der deutsche Lebensmitteleinzelhandel ist durch eine hohe Konzentration gekennzeichnet, wobei insbesondere Discounter aufgrund ihrer Niedrigpreisstrategie (EDLP) in den letzten Jahren immer größere Marktanteile hinzugewinnen konnten. Als wichtiger Grund für diese Entwicklung, wird u. a. die hohe Preissensibilität der deutschen Konsumenten angeführt. Der traditionelle Lebensmitteleinzelhandel (Super- und Verbrauchermärkte) reagiert auf diese Entwicklung, indem die Geschäfte immer mehr Niedrigpreisprodukte ins Sortiment aufnehmen und sich damit stark an der Preissetzung der Discounter orientieren. Es wird oftmals sogar von einer Preisführerschaft der Discounter gesprochen.

Darüber hinaus stellen Sonderangebote ein zentrales Wettbewerbsinstrument und ein charakteristisches Merkmal der Preissetzungsstrategie von Super- und Verbrauchermärkten dar (HiLo Preisstrategie). Sie dienen der Kundengewinnung und Kundenbindung und werden dazu benutzt, Kunden in das Geschäft zu locken (*loss leader pricing*). Zum einen wird angenommen, dass insbesondere Produkte zu diesem Zweck verwendet werden, bei denen die Preissensibilität und die Preiskenntnis der Konsumenten hoch sind (Eckartikel). Zum anderen kann die Hypothese formuliert werden, dass sowohl Sonderangebotspreise als auch Preise von nicht-beworbenen Artikeln das Preisimage der Geschäfte und damit die Wahl der Geschäftsstätte beeinflussen. Auch Händler berücksichtigen diese Wechselwirkungen von Preisen im Sortiment; dieses Verhalten wird als *multiproduct pricing* bezeichnet. Die Preissetzungsstrategien der Lebensmitteleinzelhandelsformate und die Wettbewerbspositionierung der Geschäfte können daher adäquat abgebildet werden, wenn Preisanpassungsprozesse bei Eckartikeln oder auf Basis von typischen Warenkörben analysiert werden.

Drei der im Rahmen der vorliegenden Arbeit durchgeführten empirischen Studien werden deshalb bei Milchprodukten durchgeführt. Diese gelten als typische Eckartikel. Darüber hinaus wird der Preiswettbewerb auf Basis von Preisindizes untersucht. Diese Preisindizes werden für jedes Geschäft auf Basis von Warenkörben aus 24 Produktgruppen gebildet, die stetig und in möglichst vielen Geschäften verkauft werden. Die gebildeten Preisindizes können als repräsentativ für das Preisimage der Geschäfte angesehen werden und bilden die Schnittmenge der für den Preiswettbewerb relevanten Produktgruppen.

Bezüglich der zentralen Arbeitshypothese, dass Sonderangebote und die verschiedenen Preissetzungsstrategien einen wesentlichen Einfluss auf den Preiswettbewerb sowie auf die Untersuchung von Preisanpassungsprozessen haben, führen die empirischen Studien zu folgenden Ergebnissen:

Der erste und der vierte Beitrag setzen sich mit der Synchronisation von Preisanpassungen auseinander. Das Fehlen gleichzeitiger regulärer Preisanpassungen auf mikroökono-

mischer Ebene kann zur Trägheit von Preisen beitragen sowie zu Wohlfahrtsverlusten auf Seiten der Konsumenten führen. Im Mittel wird demnach in Deutschland in den Jahren 2000-2001 etwa ein Viertel der regulären Preise bei Milch und Milchprodukten synchron angepasst (MADAKOM, 2002). Im Zeitraum 2005-2006 beträgt der Anteil der synchronen regulären Preisänderungen bei Milch und Butter etwa 40 % (SIG, 2010). Diese im Vergleich zu anderen Studien eher hohen Werte können u. a. dadurch erklärt werden, dass Sonderangebote bei der Analyse separat berücksichtigt werden. Die aus der Theorie abgeleitete Hypothese, dass Sonderangebote einen signifikanten Einfluss auf die gemessene Preissynchronisation haben, wird bestätigt. Für den deutschen Markt wird außerdem erwartungsgemäß gezeigt, dass Sonderangebote negativ auf die gemessene Preissynchronisation wirken, wenn sie nicht aus der Analyse ausgeschlossen werden. Beim Vergleich des Preissetzungsverhaltens im deutschen und amerikanischen Markt wird jedoch deutlich, dass dieser Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und der Preissynchronisation nicht für den amerikanischen Markt gilt. Neben Sonderangeboten können (1) die Preissetzungsstrategien der Formate und der Ketten, (2) Unterschiede zwischen Hersteller- und Handelsmarken, (3) zwischen verderblichen und nicht-verderblichen Produkten sowie (4) Unterschiede zwischen der Synchronisation zwischen und innerhalb von Geschäften die gemessene Preissynchronisation beeinflussen.

In Bezug auf weitere aus der Theorie abgeleitete Einflussfaktoren weisen die Studien keinen positiven Zusammenhang zwischen der Inflation und dem Ausmaß der Preissynchronisation nach. Diese Interpretation der Ergebnisse erscheint aber insofern fragwürdig, als dass *common costs shocks* einen starken Einfluss auf die Preissynchronisation ausüben und diese den Einfluss der Inflation auf die Preissynchronisation überlagern. Es wird deutlich, dass positive Kostenänderungen synchrone Preisänderungen begünstigen, während negative Kostenänderungen das Ausmaß der Preissynchronisation nicht beeinflussen. Menükostenmodelle können dieses Verhalten erklären und werden daher bestätigt.

Im Rahmen des zweiten Beitrags wird die Hypothese untersucht, welchen Einfluss Sonderangebote auf die psychologische Preissetzung und deren Absatzwirkung haben. Es wird vermutet, dass Sonderangebote ein Grund dafür sind, dass in bisherigen empirischen Studien keine oder nur eine geringe positive Absatzwirkung der psychologischen Preissetzung festgestellt wurde. Die gemeinsame Absatzwirkung von Sonderangeboten und der psychologischen Preissetzung wird von verschiedenen weiteren Faktoren beeinflusst. So können Unterschiede in Abhängigkeit der Preissetzungsstrategie und zwischen Hersteller- und Handelsmarken identifiziert werden. Dabei wirken in Supermärkten auffällige Preisendungen bei Sonderangeboten zusätzlich absatzerhöhend, während diese Wirkung für Discounter nicht beobachtet wird. Bei Handelsmarken wirken reguläre Preise in Kombination mit runden Preisendungen im Mittel signifikant absatzerhöhend. Es wird deutlich, dass Super- und Verbrauchermärkte nicht nur signifikant häufiger Sonderangebote anbieten, sondern auch in viel stärkerem Maße andere Verkaufsförderungsmaßnahmen, wie die psychologische Preissetzung, einsetzen. Das Potenzial solcher ge-

meinsamer Maßnahmen wird insbesondere von Discountern und bei Handelsmarken nicht ausgenutzt.

Bei der Analyse des Preiswettbewerbs innerhalb und zwischen den Formaten wird in besonderem Maße der Multiproduktcharakter von Preisentscheidungen berücksichtigt. Die dynamischen Analysen der Preisanpassungsprozesse belegen, dass nicht nur innerhalb, sondern auch zwischen den Formaten ein intensiver Preiswettbewerb stattfindet. Die Annahme einer ausschließlichen Preisführerschaft von Discountern kann abgelehnt werden, obwohl die meisten Super- und Verbrauchermärkte auch Niedrigpreisprodukte (Handelsmarken) anbieten. Insbesondere Verbrauchermärkte erzielen durch eine aggressive Sonderangebotspolitik Erfolge im Preiswettbewerb. Entgegen den Annahmen haben Sonderangebote keinen Einfluss auf die Modellierung der Preisbeziehungen zwischen den Geschäften. Ein Grund hierfür ist, dass bei Betrachtung der Preisindizes von Warenkörben Preisnachlässe infolge von Sonderangeboten durch reguläre Preise nicht beworbener Produkte ausgeglichen werden (kontemporäres *loss leader pricing*). Es wird deutlich, dass die Preisänderungen der Einzelprodukte in unterschiedlichem Maße die Änderungen der Preisindizes beeinflussen. Es wäre in diesem Zusammenhang für die zukünftige Forschung interessant zu überprüfen, ob tatsächlich Preise solcher Produkte, die häufig von Lebensmitteleinzelhändlern beworben werden, gute Prognosen über den Verlauf der Preisniveaus darstellen oder anhand welcher Produkte (Eckartikel) Konsumenten sich einen Eindruck von der Preis- und Positionierungsstrategie der Geschäfte verschaffen können. Insgesamt scheinen Handelsmarken sehr gut dafür geeignet, die Wettbewerbspositionierung von Lebensmitteleinzelhändlern valide abzubilden. Dagegen können bei starken Herstellermarken Preisentscheidungen auf Handelsebene in starkem Maße von den Herstellern beeinflusst sein.

Literatur

- A.C. NIELSEN (HRSG.) (2007): Universen 2007. Handel und Verbraucher in Deutschland. <http://www.acnielsen.de/site/documents/Universen07.pdf> (Stand: 5.3.2012)
- A.C. NIELSEN (HRSG.) (2011): Handel – Verbraucher – Werbung. Deutschland 2011. http://www.acnielsen.de/site/documents/Nielsen_D2011_internet_23.08.pdf (Stand: 5.3.2012)
- AGRAWAL, D. (1996): Effects of brand loyalty on advertising and trade promotions: A game theoretic analysis with empirical evidence. *Marketing Science*, Vol. 15 (1): 86-108.
- AILAWADI, K. L., HARLAM, B. A., CÉSAR, J. UND TROUNCE D. (2007): Practice Prize Report – Quantifying and Improving Promotion Effectiveness at CSV. *Marketing Science*, Vol. 26 (4): 566-575.
- AKAIKE, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Trans. Automat. Contr.*, Vol. 19 (6): 716-723.
- AKERLOF, G.A. UND YELLEN, J.L. (1985): A near rational model of the business cycle with wage and price inertia. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100 (Supplement): 823-838.
- ALLEN, M. T. UND DARE, W. H. (2004): The Effects of Charm Listing Prices. *Real Estate Economics*, Vol. 32 (4): 695-713.
- ANDERSON, E. T. UND SIMESTER, D. I. (2003): Effects of \$9 Price Endings on Retail Sales: Evidence from Field Experiments. *Quantitative Marketing and Economics*, Vol. 1 (1): 93-110.
- ARDENI, P. G. UND LUBIAN, D. (1989): Purchasing power during the 1920s. *Economic Letters*, Vol. 30 (4): 357-362.
- AXARLOGLOU, K. (2007): Thick markets, market competition and pricing dynamics: evidence from retailers. *Managerial and Decisions Economics*, Vol. 28 (7): 669-677.
- AZZAM, A. M. (1999): Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 81 (3): 525-533.
- BAHADIR-LUST S., LOY J.-P. UND C. R. WEISS (2007): Are they Always Offering the Lowest Price? An Empirical Analysis of the Persistence in Price Ranks in Food Retailing. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28 (7): 777-788.
- BALGATI, B. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley, Chichester, Southern Gate
- BALL, L. UND CECCHETTI, S.G. (1988): Imperfect Information and staggered price setting. *The American Economic Review*, Vol. 78 (5): 999-1018.
- BALL, L. UND MANKIW, N. G. (1994): A sticky-price manifesto. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 41: 127-151.
- BALL, L. UND ROMER, D. (1989): The Equilibrium and Optimal Timing of Price Changes. *The Review of Economic Studies*, Vol. 56 (2): 179-198.
- BALL, L., MANKIW, N. G. UND REIS, R. (2005): Monetary policy for inattentive economies. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 52 (4): 703-725
- BASKHAR, V. (2002): On Endogenously Staggered Prices. *The Review of Economic Studies*, Vol. 9 (1): 97-116.
- BASU, K. (2006): Consumer Cognition and Pricing in the Nines in Oligopolistic Markets. *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol. 15 (1): 125-141.
- BEALE, E. M. L. (1970): Note on procedures for variable selection in multiple regression. *Technometrics*, Vol. 12 (4):909-914.
- BECKER, G. S. (1965): A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, Vol. 75 (299): 493-517.

- BELL, D. R. UND LATTIN, J. M. (1998): Shopping Behavior and Consumer Preference for Store Price Format: Why "Large Basket" Shoppers Prefer EDLP. *Marketing Science*, Vol. 17 (1): 66-88.
- BERCK, P. J., BROWN J. M., PERLOFF UND VILLAS-BOAS, S. B. (2008): Sales: tests of theories on causality and timing. *International Journal of Industrial Organisation*, Vol. 26 (6): 1257-1273.
- BERKSON, J. (1940): A note on the chi-square test, the Poisson and the binomial. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 35 (210): 362-367.
- BHATNAGAR, A. UND RATCHFORD, B. T. (2004): A model of retail format competition for non-durable goods. *International Journal of Research in Marketing*, Vol. 21 (1): 39-59.
- BILS, M. UND KLENOW, P. J. (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, Vol. 112 (5): 947-986.
- BIZER, G. Y. UND SCHINDLER, R. M. (2005): Direct Evidence of Ending-Digit Drop-Off in Price Information Processing. *Psychology & Marketing*, Vol. 22 (10): 771-783.
- BLATTBERG, R.C. UND LEVIN, A. (1990): Modeling the Effectiveness and Profitability of Trade Promotions. *Marketing Science*, Vol. 6 (2): 124-146.
- BLATTBERG, R.C. UND NESLIN, S. A. (1990): Sales Promotion. Concepts, Methods and Strategies. *Prentice Hall*, New Jersey.
- BLINDER, A. S., CANETTI, E. R. D., LEBOW, D. E., UND J. B. RUDD (1998): Asking About Prices. *Russell Sage Foundation*, New York.
- BRAY, J. P. UND HARRIS, C. (2006): The Effect of 9-Ending Prices on Retail Sales: A Quantitative UK Based Field Study. *Journal of Marketing Management*, Vol. 22 (5-6): 601-617.
- BREIDERT, C. (2006): Estimation of Willingness-to-Pay. Theory, Measurement, Application. Dissertation an der Wirtschaftsuniversität Wien. *Gabler*, Wiesbaden.
- BUNDESMINISTERIUM DER JUSTIZ (BMJ) (2011): Gesetz gegen Wettbewerbsbeschränkungen. <http://www.gesetze-im-internet.de/gwb/index.html> (Stand: 5.3.2012)
- CALVO, G. A. (1983): Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12 (3): 383-398.
- CARLTON, D. W. UND PERLOFF, J. M. (2000): Modern industrial organization. 3rd edition. *Addison-Wesley*, Massachusetts.
- CHAN, K. S. (1993): Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *Annals of Statistics*, Vol. 21 (1): 520-533.
- CHEN, H. A., LEVY, D., RAY, S. UND BERGEN, M. (2008): Asymmetric price adjustment in the small. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55 (4): 728-737.
- CHEVALIER, J. A., KASHYAP, A. K. UND ROSSI, P. E. (2003): Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. *American Economic Review*, Vol. 93 (1): 15-37.
- CHRISTIANO, L. J., EICHENBAUM, M. UND EVANS, C. L. (2005): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113 (1): 1-45.
- CLEEREN, K., VERBOVEN, F., DEKIMPE, M. G. UND GIELENS, K. (2010): Intra- and Interformat Competition among Discounters and Supermarkets. *Marketing Science*, Vol. 29 (3): 456-473.
- COMMITTEE FOR DEFINITION OF TERMS IN TRADE AND DISTRIBUTION (CFDTTD) (HRSG.) (2009): Katalog E, Definition of Terms in Trade and Distribution. *Hundt Druck GmbH*, Köln.

- CONLISK, J., GERSTNER, E. UND SOBEL, J. (1984): Cyclic Pricing by a Durable Goods Monopolist. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99 (3): 489-505.
- DAVIS, M. C. UND HAMILTON, J. D. (2004): Why Are Prices Sticky? The Dynamics of Wholesale Gasoline Prices. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36 (1): 17-37.
- DEATON, A. S. UND MUELLBAUER, J. (1980): An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, Vol. 70 (3): 312-326.
- DEGRABA, P. (2006): The loss leader is a turkey: Targeted discounts from multi-product competitors. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 24 (3): 613-628
- DENNIS, R. (2008): The Frequency of Price Adjustment and New Keynesian Business Cycle Dynamics. *CAMA Working Papers*. Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis.
- 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. *Economics Letters*, Vol. 87 (2): 279-283.
- DICKSON, P. R. UND SAWYER, A. G. (1990): The Price Knowledge and Search of Supermarket Shoppers 54. *The Journal of Marketing*, Vol. 54 (3): 42-53.
- DILLER, H. (1988): Das Preiswissen von Konsumenten – neue Ansatzpunkte und empirische Ergebnisse. *Marketing – Zeitschrift für Forschung und Praxis*, Vol. 10 (1): 17-24.
- DILLER, H. (2003): Aufgabenfelder, Ziele und Entwicklungstrends der Preispolitik. In *Handbuch Preispolitik. Strategien – Planung – Organisation – Umsetzung*. Hrsg. Diller, H. und Herrmann, A.. Gabler, Wiesbaden: 3-32.
- DILLER, H. (2008): Preispolitik. 4., überarbeitete Auflage. *Kohlhammer* Edition, Stuttgart.
- DILLER, H., UND BRIELMAIER, A. (1996). Die Wirkungen runder und gebrochener Preise - Ergebnisse eines Feldexperiments im Drogeriewarensektor. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 48 (7/8): 695-710.
- DOBSON, P. W., WATERSON, M. UND DAVIES, S. W. (2003): The Patterns and Implications of Increasing Concentration in European Food Retailing. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54 (1): 111-125.
- DRÈZE, X., PATRICIA, N. UND NAUFEL V. (2004): Do Promotions Increase Store Expenditures? A Descriptive Study of Household Shopping Behavior. *Quantitative Marketing and Economics*, Vol. 2 (1), 59-92.
- DRISCOLL, J.C. UND KRAAY, A.C. (1998): Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80 (4): 549-560.
- EICHENBAUM, M., JAIMOVICH, N. UND REBELO, S. (2008): Reference Prices and Nominal Rigidities. *NBER Working Papers* 13829. National Bureau of Economic Research, Inc.
- EL SEHITY, T., HOELZL, E. UND KIRCHLER, E. (2005): Price developments after a nominal shock: Benford's Law and psychological pricing after the euro introduction. *International Journal of Research in Marketing*, Vol. 22: 471-480.
- ENDERS, W. UND GRANGER, C. W. J. (1998): Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16 (3): 304-311.
- ENDERS, W. UND SIKLOS, P. L. (2001): Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19 (2): 166-176.
- ENGLE, R. F. UND GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, Vol. 55 (2): 251-76.
- FACKLER, P. UND GOODWIN, B. (2001): Spatial price analysis. In *Handbook of Agricultural Economics*. 1. Auflage. Hrsg. Gardner, B. und Rausser, G.. *Elsevier*, Amsterdam.

- FENGLER, M. UND WINTER, J. (2007): Price Variability and Price Dispersion in a Stable Monetary Environment: Evidence from German Retail Markets. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28 (7): 289-801.
- FISCHER, S. (1977): Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, Vol. 85 (1):191-205.
- FISHER, T.C.G. UND KONIECZNY, J.D. (2000): Synchronization of price changes by multiproduct firms: Evidence from Canadian newspaper prices. *Economics Letters*, Vol. 68 (3): 271-277.
- FREY, G. UND MANERA, M. (2007): Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21 (2): 349-415.
- FRIEDMAN, J.H. (1991): Multivariate adaptive regression splines. *Annals of Statistics*, Vol. 19 (1): 1-141.
- GAUTIER, E. UND LEBIHAN, H. (2011): Time-Varying (S, s) Band Models: Properties and Interpretation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 35 (3): 394-412.
- GONZÁLEZ-BENITO, Ó., MUÑOZ-GALLEGO, P. A. UND KOPALLE, P. K. (2005): Asymmetric competition in retail store formats: Evaluating inter- and intra-format spatial effects. *Journal of Retailing*, Vol. 81 (1): 59-73.
- GONZALO, J. UND PITARAKIS, J.-Y. (2002): Estimation and model selection based inference in single and multiple threshold models. *Journal of Econometrics*, Vol. 110 (2): 319-352.
- GOODWIN, B. K. UND PIGGOTT, N. E. (2001): Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83(2): 302- 317.
- GOULD, W. W. (1996): Wald test of nonlinear hypotheses after model estimation. *Stata Technical Bulletin*, Vol. 29 (1): 2-4.
- GREEN, G. M. UND PARK, J. L. (1998): Retail Demand For Whole Vs. Low-Fat Milk: New Perspectives On Loss Leader Pricing. Selected Paper for the annual meeting of the *American Agricultural Economics Association* (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association). August 2-5, Salt Lake City.
- GRJSBRECHTS, E., CAMPO, K. UND GOOSSENS, T. (2003): The impact of store flyers on store traffic and store sales: a geo-marketing approach. *Journal of Retailing*, Vol. 79 (1): 1-16.
- GUJARATI, D. N. (2003): Basic Econometrics. 4.Auflage. *The McGraw–Hill Companies*.
- HAMILTON, J. D. (1994): Time Series Analysis. *Princeton University Press*, Princeton.
- HANSEN, B. E. (1999): Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13 (5): 551-576.
- HANSEN, K. (2006): Sonderangebote im Lebensmitteleinzelhandel. Eine empirische Analyse für Deutschland. Zugleich Dissertation. *Cuvillier Verlag*: Göttingen.
- HAUSMAN, J. A. (1978): Specification tests in econometrics. *Econometrica*, Vol. 46 (6): 1251-1271.
- HERRMANN R, MÖSER A. UND WERNER, E. (2002): Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. *German Journal of Agricultural Economics*, Vol. 51 (2): 99-111.
- HERRMANN, A. (2003): Relevanz des Preismanagements für den Unternehmenserfolg. S.33-45. In *Handbuch Preispolitik. Strategien – Planung – Organisation – Umsetzung*. Hrsg. von Diller, H.. *Gabler*, Wiesbaden.
- HERRMANN, R. UND MÖSER, A. (2006): Do psychological prices contribute to price rigidity? Evidence from German scanner data on food brands. *Agribusiness*, Vol. 22 (1): 51-67.
- HERRMANN, R.; MÖSER, A. UND WEBER, S. A. (2005): Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol. 3 (1): Artikel 4.

- HESS, J. D. UND GERSTNER, E. (1987): Loss leader pricing and rain check policy. *Marketing Science*, Vol. 6 (4): 358-374.
- HOECHLE, D. (2007): Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, Vol. 7 (3): 281-312.
- HOFFMANN, J. UND KURZ-KIM, J.-R. (2006): Consumer price adjustment under the microscope: Germany in a period of low inflation. Working Paper Series 652. European Central Bank.
- HOSKEN, D. UND REIFFEN, D. (2001): Multiproduct retailers and the sale phenomenon. *Agribusiness*, Vol. 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.
- INSTITUT FÜR HANDELSFORSCHUNG (IFH) (2009): Angebots- und Nachfragemacht im Handel – zum Verhältnis von Industrie und Handel – Eine Studie des Instituts für HANDELSFORSCHUNG (IfH) und der BBE Retail Experts im Auftrag des Hauptverbandes des Deutschen Einzelhandels (HDE). Köln
<http://www.einzelhandel.de/pb/site/hde/get/1149310> (Stand: 5.3.2012)
- ISARD, P. (1977): How Far Can We Push The “Law Of One Price”? *The American Economic Review*, Vol. 67 (5): 942-948.
- IVANCIC, L., DIEWERT, W. E. AND FOX, K. J. (2011): Scanner data, time aggregation and the construction of price indexes. *Journal of Econometrics*, Vol. 161 (1): 24-35.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12 (2-3): 231-254.
- KIRCHGÄSSNER, G. UND WOLTERS, J. (2006): Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse. WiSo Kurzlehrbücher. *Vahlen*, München.
- KLENOW, P. J. UND KRYVTSOV, O. (2008): State-Dependent or Time-dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123 (3), 863-904.
- KOTLER, P. UND ARMSTRONG, G. (2006): Principles of Marketing. 11. Ausgabe. *Pearson*, New York.
- KPMG (ED.) (2008): Sortiment und Warengruppen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – eine Bewertung aus Verbrauchersicht. Zusammenfassung der Ergebnisse des Sortimentenmonitors von KPMG, TNS Infratest und Handelsblatt.
http://www.kpmg.de/docs/Sortimente_und_Warengruppen_im_deutschen_Lebensmitteleinzelhandel_-_eine_Bewertung_aus_Verbrauchersicht.pdf (Stand: 28.02.2012)
- KROLL, S. (2000): Der Einfluß von Verkaufsförderung auf den Absatz von Markenartikeln – Eine empirische Analyse für den Cerealienmarkt. Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Justus-Liebig-Universität Gießen, Arbeitsbericht Nr. 27. Gießen.
- KRUGMAN, H. E. (1965): The Impact of Television Advertising: Learning without Involvement. *Public Opinion Quarterly*, Vol. 29 (3): 349-356.
- KUMAR, V., GEORGE, M. AND PANCRAS, J. (2008): Cross-buying in retailing: Drivers and consequences. *Journal of Retailing*, Vol. 84 (1): 15-27.
- LACH, S. UND TSIDDON, D. (1992): The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregate Price Data. *The Journal of Political Economy*, Vol. 100 (2): 349-389.
- LACH, S. UND TSIDDON, D. (1996): Staggering and Synchronization in Price-Setting: Evidence from Multiproduct Firms. *The American Economic Review*, Vol. 86 (5): 1175-1196.
- LAL, R. UND MATUTES, C. (1994): Retail Pricing and Advertising Strategies. *The Journal of Business*, Vol. 67 (3): 345-370.

- LAL, R. UND RAO, R. (1997): Supermarket Competition: The Case of Every Day Low Pricing. *Marketing Science*, Vol. 16 (1): 60-80.
- LAMBERT, Z. V. (1975): Perceived Prices as Related to Odd and Even Price Endings. *Journal of Retailing*, Vol. 51 (3): 13-22 und 78.
- LEVIN, A., LIN C.-F. UND CHU, C.-S. J. (2002): Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Economics*, Vol. 108 (1): 1-24.
- LEVY, D., BERGEN, M., DUTTA, S. UND VENABLE, R. (1997): The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112 (3): 791-825.
- LEVY, D., DUTTA, S., BERGEN, M. UND VENABLE, R. (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 19 (2): 81-120.
- LEWIS, J. B. UND LINZER, D. A. (2005): Estimating Regression Models in which the Dependent Variable is based on Estimates. *Political Analysis*, Vol. 13 (4): 345-364.
- LOY, J.-P. UND WEAVER, R. (2006): How do price-based sales affect market basket prices? Evidence for fresh food products in German grocery stores. *Food Economics - Acta Agriculturae Scandinavica, Section C- Economy*, Vol. 3 (2): 64-80.
- LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2002): Staggering and Synchronization of Prices in a Low-Inflation Environment: Evidence From German Food Stores. *Agribusiness*, Vol. 18 (4): 437-457.
- LOY, J.-P. UND WEISS, C.R. (2009): Sales by Multi-Product Retailers: A Comment. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 30 (8): 513-515.
- LÜTKEPOHL, H. (2005): Applied Time Series Econometrics. *European University Institute*, Florence.
- LÜTKEPOHL, H. (2005): New Introduction to Multiple Time Series Analysis. *Springer*, New York.
- MADDALA, G. S. (2001): Introduction to Econometrics. 4. Auflage. *Wiley*, New York.
- MANKIW, N.G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100 (2): 529-537.
- MARKTDATENKOMMUNIKATION GMBH (MADAKOM) (2002): MADAKOM Pool für Scannerdaten. Köln.
- MEFFERT, M. (2000): Marketing. Grundlagen marktorientierter Unternehmensführung. Konzepte – Instrumente – Praxisbeispiele. 9. Auflage. *Gabler*, Wiesbaden.
- MERKEL, H. UND HEYMANS, J. (2003): Geschäftsmodelle im stationären Einzelhandel. In *Logistik und Verkehrswirtschaft im Wandel: unternehmensübergreifende Versorgungsnetzwerke verändern die Wirtschaft; Festschrift für Gösta B. Ihde*. *Vahlen, München*: 161-183.
- MESSINGER, P. R. UND NARASIMHAN, C. (1997): A model of retail formats based on consumers' economizing on shopping time. *Marketing Science*, Vol. 16 (1): 1-23.
- MEYER, J. UND CRAMON-TAUBADEL, S.: (2004): Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55 (3): 581-611.
- MIDRIGAN, V. (2011): Menu costs, Multi-Product Firms and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 79 (4): 1139-1180.
- MORSCHETT, D., SWOBODA, B. UND SCHRAMM-KLEIN, H. (2006): Competitive strategies in retailing - an investigation of the applicability of Porter's framework for food retailers. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 13 (4): 275-287.
- MÖSER, A. (2002): Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests. *Giessener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft*. Heft 32 (gleichzeitig Dissertation). Universität Giessen. *DLG-Verlag*, Frankfurt am Main.

- MÖSER, A. UND HERRMANN, R. (2006): Die Bedeutung psychologischer Preisschwellen in Preisstrategien des Lebensmitteleinzelhandels. *Unternehmen im Agrarbereich vor neuen Herausforderungen*. Münster.
- MÜLLER, I. (2003): Die Entstehung von Preisimages im Handel. Eine theoretische und empirische Analyse. Schriften zum Innovativen Marketing 10. Gesellschaft für Innovatives Marketing, Nürnberg.
- MÜLLER-HAGEDORN, L. UND WIERICH, R. (2005a): Zur Wahrnehmung und Verarbeitung von Preisen durch Konsumenten. *Seminar für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Handel und Distribution der Universität zu Köln*. Working Paper, 13.
- MÜLLER-HAGEDORN, L. UND WIERICH, R. (2005b): Preisschwellen bei auf 9-endenden Preisen? Eine Analyse des Preisgünstigkeitsurteils. *Seminar für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Handel und Distribution der Universität zu Köln*. Working Paper, 15.
- NAKAMURA, A. O., NAKAMURA, E. UND NAKAMURA, L. I. (2011): Price dynamics, retail chains and inflation measurements. *Journal of Econometrics*, Vol. 161 (1): 47-55.
- NAKAMURA, E. UND STEINSSON, J. (2008): Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123(4): 1415-1464.
- NICKELL, S. (1981): Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, Vol. 49 (6): 1417-1426.
- NIJS, V. R.; DEKIMPE, M. G.; STEENKAMP, J.-B E. M. UND HANSENS, D. M. (2001): The Category-Demand Effects of Price Promotions. *Marketing Science*, Vol. 20 (1): 1-22.
- NYSTRÖM, H. (1970): Retail Pricing: an Integrated Economic and Psychological Approach. Stockholm: *Economic Research Institute*.
- OTTO, F. (2006): Supermärkte, Verbrauchermärkte, SB-Warenhäuser. Erscheinungsformen und künftige Entwicklung. In *Handbuch Handel –Strategien, Perspektiven, Internationaler Wettbewerb*. Hrsg. von Zentes, J., Gabler, Wiesbaden.
- PAUWELS, K.; SRINIVASAN, S. UND FRANSES, P. H. (2007): When Do Price Thresholds Matter in Retail Categories? *Marketing Science*, Vol. 26 (1): 83-100.
- PECHTL, H. (2003): Price knowledge structures relating to grocery products. *Journal of Product & Brand Management*, Vol. 17 (7): 485-496.
- PELTZMAN, S. (2000). Prices rise faster than they fall. *Journal of Political Economy*, Vol. 108 (3): 466-502.
- PERLOFF, J. M., KARP, L. S. UND GOLAN, A. (2007): Estimating Market Power and Strategies. *Cambridge University Press*, Cambridge et al.
- PESARAN, M.H. (2004): General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. Faculty of Economics: *University of Cambridge*.
- PESENDORFER, M. (2002): Retail Sales. A Study of Pricing Behavior in Supermarkets. *Journal of Business*, Vol. 75 (1): 33-66.
- PFEIFFER, E. (2010): Lebensmitteldiscounter. <http://stalys.de/data/ld04.htm> (Stand: 5.3.2012)
- RAJU, J. S., SRINIVASAN, V. UND LAL, R. (1990): The Effects of Brand Loyalty on Competitive Price Promotional Strategies. *Management Science*, Vol. 36 (3): 276-304.
- RAO, R. C. (1991): Pricing and Promotions in Asymmetric Duopolies. *Marketing Science*, Vol. 10 (2): 131-144.
- RAO, R. C. UND SYAM, N. (2001): Equilibrium Price Communication and Unadvertised Specials by Competing Supermarkets. *Marketing Science*, Vol. 20 (1): 61-81.

- REUTTERER, T. UND TELLER, C. (2009): Store format choice and shopping trip types. *International Journal of Retail and Distribution Management*, Vol. 37 (8): 695-710.
- RICHARDS, T.J. (2006): Sales by Multi-Product Retailers. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 27: 261-277.
- ROTEMBERG, J. J. (2005): Customer anger at price increases, changes in the frequency of price adjustment and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (4): 829-852.
- RUDOLPH, T. UND WAGNER, T.: Preisimage-Politik im Handel. In Handbuch Preispolitik. Strategien – Planung – Organisation – Umsetzung. Hrsg. Diller, H. und Herrmann, A.. *Gabler*, Wiesbaden: 177-198.
- SACHS, L. UND HEDDERICH, J. (2006): Angewandte Statistik. Methodensammlung mit R. 12th revised edition. *Springer Verlag*, Heidelberg.
- SALOP, S. UND STIGLITZ, J. (1977): Bargains and Ripoffs: A Model of Monopolistically Competitive Price Dispersion. *The Review of Economic Studies*, Vol. 44 (3): 493-510.
- SAP UND GfK (HRSG.) (2010): Preisoptimierung im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Von einer Wettbewerbs- zur kundenorientierten Preisfindung.
http://www.gruenderlexikon.de/magazin/preisoptimierung_im_deutschen_lebensmittelhandel.pdf, Stand: 6.10.2011
- SCHINDLER, R. M. (1984): Consumer recognition of increases in odd and even prices. *Advances in Consumer Research*, Vol. 11 (1): 459-462.
- SCHINDLER, R. M. (2006): The 99 price ending as a signal of a low-price appeal. *Journal of Retailing*, Vol. 82 (1): 71-77.
- SCHMALEN, H. UND SCHACHTNER, D. (1999): Discount – vs. Fachhandel im Zeichen des hybriden Konsumenten. In *Meilensteine im deutschen Handel*. Hrsg. Dichtl, E. und Lingenfelder, M.. Frankfurt am Main: 123-146.
- SCHMEDES, E. C. (2005): Empirische Befunde zum Preissetzungsverhalten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. *Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie*, Vol. 14: 153-164.
- SCHMIDT, P. UND PHILLIPS, P. C. B. (1992): LM tests for a Unit Root in the Presence of a Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, Vol. 54 (3): 257-287.
- SCHNEIDER, U. (2003): Preisänderungen und Repositionierung. In Handbuch Preispolitik. Strategien – Planung – Organisation – Umsetzung. Hrsg. von Diller, H. und Herrmann, A. *Gabler*, Wiesbaden: 93-114.
- SCHWARZ, G. (1978): Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, Vol. 6 (2): 461-464.
- SEBASTIAN, K.-H. UND MAESSEN, A. (2003): Optionen im strategischen Preismanagement.. In Handbuch Preispolitik. Strategien – Planung – Organisation – Umsetzung. Hrsg. von Diller, H. und Herrmann, A.. *Gabler*, Wiesbaden: 49-68.
- SHESHINSKI, E. UND WEISS, Y. (1992): Staggered and Synchronized Price Policies Under Inflation: The Multiproduct Monopoly Case. *The Review of Economic Studies*, Vol. 59 (2): 331-359.
- SHILONY, Y. (1977): Mixed Pricing in Oligopoly. *Journal of Economic Theory*, Vol. 14 (2): 373-388.
- SHOCKER, A. D., BEN-AKIVA, M., BOCCARA, B. UND NEDUNGADI, P. (1991): Consideration set influences on consumer decision-making and choice: Issues, models, and suggestions. *Marketing Letters*, Vol. 2 (3): 181-197.
- SIG (2010): Retail Scanner Daten zur Verfügung gestellt durch die SYMPHONIE IRIGROUP (SIG) für Deutschland aus den Jahren 2005-2008.

- SIMON, H. UND FASSNACHT, M. (2008): Preismanagement. Strategie – Analyse – Entscheidung – Umsetzung. Wiesbaden: *Betriebswirtschaftlicher Verlag Dr. Th. Gabler*.
- SLADE, M. E. (1999). Sticky prices in a dynamic oligopoly: An investigation of (s,S) thresholds. *International Journal of Industrial Organization*. Vol. 17 (4): 477-511.
- SOBEL, J. (1984): The Timing of Sales. *The Review of Economic Studies*. Vol. 51 (3): 353-368.
- SOBEL, J. (1991): Durable Goods Monopoly with Entry of new Consumers. *Econometrica*. Vol. 59 (5): 1455-1485.
- SOLGAARD, H. S. UND HANSEN, T. (2003): A hierarchical Bayes model of choice between super-market formats. *Journal of Retailing and Consumer Services*, Vol. 10 (3): 169-180.
- SPRINGER (HRSG.) (2008): Branchenbericht. Einzelhandel 2008. Axel Springer AG. Marktanalyse.
http://www.axelspringer-mediapilot.de/branchenberichte/Einzelhandel-Einzelhandel_703139.html (Stand: 5.3.2012)
- SPRINGER (HRSG.) (2011): TrendTopic. Lebensmittel-Einzelhandel. Axel Springer AG. Marktanalyse.
http://www.axelspringer-mediapilot.de/branchenberichte/Einzelhandel-Einzelhandel_703139.html (Stand: 5.3.2012)
- STEINHAGEN, C. (2012): Linearity and the Appropriate Number of Regimes. Unveröffentlichtes Arbeitspapier. Universität Kiel.
- STIVING, M. (2000): Price-Endings When Prices Signal Quality. *Management Science*, Vol. 46 (12): 1617-1629.
- STIVING, M. UND WINER, R. S. (1997): An Empirical Analysis of Price Endings with Scanner Data. *The Journal of Consumer Research*, Vol. 24 (1): 57-67.
- STRIKHOLM, B. UND TERÄSVIRTA, T. (2006): A sequential procedure for determining the number of regimes in a threshold autoregressive model. *Econometrics Journal*, Vol. 9 (3): 472-491.
- TAYLOR, J.B. (1979): Staggered Wage Setting in a Macro Model. *The American Economic Review*, Vol. 69 (2): 108-113.
- TAYLOR, J.B. (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, Vol. 88 (1): 1-24.
- TAYLOR, J.B. (1999): Staggered price and wage setting in macroeconomics. *Handbook of macroeconomics* - 1B: 1009-1050.
- THOMAS, M. UND MORWITZ, V. (2005): Penny Wise and Pound Foolish: The Left-Digit Effect in Price Cognition. *Journal of Consumer Research*, Vol. 32 (1): 54-64.
- TOMMASI, M. (1991): The Consequences of Inflation: Effects of Price Instability on Search Markets. UCLA Working Paper 655.
- TORRES-REYNA, O. (2011): Panel Data Analysis. Fixed & Random Effects (using Stata 10.x) (ver. 4.1). *Princeton University*
<http://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf>, Stand: 18.12.2011)
- TRADEDIMENSIONS (2012): Top Firmen 2012.
<http://www.tradedimensions.de/> (Stand: 20.2.2012)
- TROMMSDORFF, V. (2009): Konsumentenverhalten. 7. vollständig überarbeitete und erweiterte Ausgabe. Hrsg. Diller, H. und Köhler, R.. Edition Marketing. *Verlag W. Kohlhammer*, Stuttgart.
- VARIAN, H.R. (1980): A Model of Sales. *The American Economic Review*, Vol. 70 (4): 651-659.
- VEERAMANI, V. N. UND MAYNARD, L. (2004): Testing for the Existence of Price Points in Retail Milk Scanner Data Using Microeconomic Theory. Selected Paper for the annual meeting of the *American Agricultural Economics Association* (New Name 2008: Agricultural and Applied Economics Association). August 1-4, Denver.

- VERHELST, B. UND VAN DEN POEL, D. (2010): Price rigidity in Europe and in the USA: A comparative analysis using scanner data. *Working Paper Series 449*, European Central Bank.
- VILLAS-BOAS, M. J. (1995): Models of Competitive Price Promotions: Some Empirical Evidence from the Coffee and Saltine Crackers Markets. *Journal of Economic and Management Strategy*. Vol. 4 (1): 85-107.
- WAGNER, R. UND BEINKE, K.-S. (2006): Identifying patterns of customer response to price endings. *Journal of Product and Brand Management*, Vol. 15 (5): 341–351.
- WALD, A. (1943): Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters When the Number of Observations is Large. *Transactions of the American Mathematical Society*, Vol. 54 (3): 426-482.
- WARNER, E. J. UND BARSKY, R. B. (1995): The timing and magnitude of retail store markdowns: Evidence from weekends and holidays. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110 (2): 321-352.
- WEISE, C. (2007): Hersteller- und Handelsmarken im Kaufentscheidungsprozess. Zugleich Dissertation. Gabler, Wiesbaden.
- WEISS, C. R. UND WITTKOPP, A. (2005): Retailer concentration and product innovation in food manufacturing. *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32 (2): 219-244.
- ZBARACKI, M. J., BERGEN, M. UND LEVY, D. (2007): The Anatomy of a Price Cut: Discovering Organizational Sources of the Costs of Price Adjustment. Bar-Ilan University Economics *Working Paper*.

Anhang

Anhang 1:

Klassifizierung von Eckartikeln auf Basis von Titelseiteninseraten von Handzetteln

Bei der Klassifizierung von Eckartikeln auf Basis von Handzettelinseraten wird in erster Linie auf die hohe Sonderangebotsfrequenz als Charakteristikum zurückgegriffen. Daneben kann der Einsatz der Produkte die Einschätzung der Lebensmitteleinzelhändler über die hohe Käuferreichweite und Kauffrequenz der beworbenen Produkte widerspiegeln. Die Höhe der Preisnachlässe der beworbenen Produkte kann als Konterpart der von Anbieterseite erwarteten Preissensibilität der Konsumenten verwendet werden (DILLER, 2008).

Zur Analyse stehen Handzettelinserate von insgesamt 156 Wochen zur Verfügung (12. November 2007 bis zum 31. Oktober 2010). Die Daten entstammen den Titelseiten von wöchentlich erscheinenden Handzetteln aus der Region Kiel von neun Lebensmittel-einzelhandelsketten (Sky, Plaza, Real, Famila, Lidl, Netto (ehemals Plus), Penny, Rewe, Netto (mit dem Hund)). Die insgesamt 6059 beworbenen Produkte werden in Anlehnung an die Klassifikation der SAP und GfK (2010) bzw. MaDaKom (2002) 47 Produktgruppen zugeordnet. Da der Fokus im Rahmen der vorliegenden Analyse auf Lebensmitteln liegt, werden Non-Food-Artikel nicht in die Analyse einbezogen.

Die Rangierung der Produkte gemäß ihrer Zuordnung als Eckartikel erfolgt in erster Linie nach der Häufigkeit der Handzettelinserate. Ergänzend werden Produkte mit hohen Preisnachlässen als Produkte mit höherer Preissensibilität eingeordnet als Produkte mit niedrigen Preisnachlässen. Die eher ungenaue Preiskenntnis der Konsumenten bedingt die Annahme, dass der Rang der Häufigkeit der Inserate ein höheres Gewicht bei der Gesamtpositionierung der Produkte erhält:

$$r_{gs} = \text{Rang}(4 r_{fr} + 1 r_p).$$

Demnach ergibt sich der Gesamtrang r_{gs} als Summe des vierfach gewichteten Ranges der Werbehäufigkeit bzw. -frequenz r_{fr} und des Ranges des Preisnachlasses r_p . Das Produkt mit dem kleinsten Wert der Rangsumme erhält demnach den höchsten Rang 1. Als Eckartikel werden demnach Produkte klassifiziert, die einen besonders niedrigen Wert für den Gesamtrang r_{gs} erhalten. Die 20 Produkte mit der höchsten Werbefrequenz bzw. besonders hohen Preisnachlässen in den Handzettelinseraten werden in Tabelle 1 aufgeführt. Zu beachten ist, dass Super- und Verbrauchermärkte Handzettel zur aktiven Bewerbung ihres Frischesortiments nutzen. Insgesamt ergeben sich im Vergleich zur Klassifizierung der SAP und GfK (2010) Unterschiede, weil dort nur verpackte Lebensmittel in die Analyse einbezogen wurden; Frischeartikel (auch Frischobst und -gemüse) werden dort nicht in den Daten erfasst.

Anhang 2:

Verwendete R-Funktion zur Simulation der Standardabweichung des Anteils der Preisänderungen bei Staggering und unter der Annahme ungleicher Anteile der Preisänderungen in den Geschäften (R 2.11.1)

```
# Beispielvektoren für Sample mit unterschiedlichen Anteilen der Preis-
änderungen in hier m=10 den Geschäften
p_bsp<-c(1:10)
p_bsp1<-p_bsp*0.09
p_bsp2<-p_bsp*0.03
p_bsp3<-c(0.1,0.15,0.05,0.001,0.3,0.4,0.2,0.12,0.002,0.4)

#####
# Befehl um Simulation auf Basis der empirischen Daten durchzuführen #
#####
# Sollen tatsächlich empirische Werte verwendet werden, müssen Anteile
# der Preisänderungen gemäß der Beispielvektoren oben (p_bsp1-p_bsp3)
# eingelesen werden und dann im Befehl aufgerufen werden.

#####
simstdw<-function(t,m,p_vec) {

# t = Anzahl der Perioden, M = Anzahl der Geschäfte, p_vec = Vektor der Anteile der
Preisänderungen in den Geschäften(pn, mit n=1,..,m)

memory.limit(size=4095)
Ergebnis<-matrix(NA,3,2)
Ergebnis[1,1]<-"Erwartungswert der Standardabweichung (zufälliges Stag-gering)"
Ergebnis[2,1]<-"Normierungsgröße bei verschiedenen Anteilen der Preisän-derungen"
Ergebnis[3,1]<-"Normierungsgröße bei konstantem Anteil der Preisänderungen"

#####
# Berechnung der Normierungswerte
varx<-p_vec*(1-p_vec) # Vektor der Einzelvarianzen für m Geschäfte (pn1!=pn2, n1!=n2)

# E[stdw_p] bei zufälligem Staggering (pn1!=pn2, n1!=n2)
vary<-sqrt(mean(varx))
Ergebnis[2,2]<-round(sqrt(mean(varx)),digits=5)

# E[stdw_p] bei zufälligem Staggering (pn1=pn2, n1!=n2)
vark<-sqrt(mean(p_vec)*(1-mean(p_vec)))
Ergebnis[3,2]<-round(sqrt(mean(p_vec)*(1-mean(p_vec))), digits=5)
```



```

#####
# Simulation der kritischen Werte
s<-10000                                # Anzahl der WDH
set.seed(123)                            # Startwert festsetzen

#####
### Definition aller notwendigen Variablen für die Simulation ###
var_p<-rep(NA,s)                         # simulierte Varianz unter H0
stdw_p<-rep(NA,s)                        # simulierte Stabw. unter H0
m_p<-rep(NA,s) # simulierte mittlere Anteile der Preisänderungen unter H0
p_e<-matrix(NA,s,m)                     # Anteile der Preisänderungen in jeder Periode
syn_mod<-rep(NA,s)                       # Normierungsgröße bei pn1=pn2, n1!=n2
syn<-rep(NA,s)                           # Normierungsgröße bei pn1=pn2, n1!=n2
stag<-rep(NA,s)                           # zweite Normierungsgröße für org. FK-Index
FK_mod<-rep(NA,s)                         # MODIFIZIERTER FK Wert
FK_dias<-rep(NA,s)                       # FK-Index nach Dias et al. 2005
chi_mod<-rep(NA,s)                       # Chi2 Wert zum modifizierten FK
chi_dias<-rep(NA,s)                      # Cih2 Wert zum FK nach Dias et al. 2005
g<-matrix(NA,t*s,m)                      # Matrix für die Simulation

for (n in 1:m) {
  g[, n]<-rbinom(t*s,1,p_vec[n])
  # Matrix g mit 0 und 1(zufällig verteilt) auffüllen
}

mean_p<-apply(g,1,FUN = mean)
# Berechnung des Anteils der Preisänderungen in jeder Periode
for (i in 1:s) {                          # Berechnung der Varianz für alle s WDH
  j<-((i-1)*t)+1
  var_p[i]<-var(mean_p[j:(j+t-1)])
  p_e[i,]<-apply(g[j:(j+t-1),],2, FUN = mean)
}

stdw_p<-sqrt(var_p)                       # Verteilung der Stabw. unter H0
FK_mod<- stdw_p/vary                       # MODIFIZIERTER FK-Index
chi2_mod<- FK_mod*FK_mod*m*t              # zugehöriger kritischer Chi2-Wert
FK_dias<- stdw_p/vark                     # FK-Index nach Dias et al. 2005
chi2_dias<- FK_dias*FK_dias*m*t          # zugehöriger kritischer Chi2-Wert
browser()
Ergebnis[1,2]<-round(mean(stdw_p, na.rm =TRUE),digits=5)
return(list(quantile(stdw_p, probs = c(0.5, 2.5, 5, 95, 97.5, 99.5))/100,
na.rm=TRUE),quantile(FK_mod, probs = c(0.5, 2.5, 5, 95, 97.5, 99.5))/100,
na.rm=TRUE),quantile(FK_dias, probs = c(0.5, 2.5, 5, 95, 97.5, 99.5))/100,

```

```

na.rm=TRUE),quantile(chi2_mod, probs = c(0.5, 2.5, 5, 95, 97.5, 99.5)/100,
na.rm=TRUE),quantile(chi2_dias, probs = c(0.5, 2.5, 5, 95, 97.5, 99.5)/100,
na.rm=TRUE),Ergebnis)
}
#####
# Zur Erstellung der Histogramme beim 2. browse-Befehl bitte folgenden Code eingeben
# Erstellen des 4-Felder-Histogramms
par(mfrow=c(2,2))
hist(stdw_p)          # Verteilung der Stabw. unter H0
hist(FK_mod)          # Verteilung des MODIFIZIERTEN FK-Indexes
hist(FK_dias)         # Verteilung des FK-Indexes nach Dias et al. 2005
hist(chi2_mod)        # Verteilung des FK-Indexes nach Fisher und Konieczny 2000
#####
***
# End of file
***

```

Anhang 3:

Produktkategorien und Gewichtungsfaktoren zur Berechnung der Preisindizes

Produktkategorie	Gewichte^a	Produktkategorie	Gewichte
Basissortiment (in allen Stichproben enthalten)		Produktkategorien, die im mittleren und großen Sortiment enthalten sind (1. und 2. Stichprobe)	
Apfelsaft	0.0176	Ananas (Konserven)	0.003
Backpulver	0.0023	Brechbohnen (Konserven)	0.0032
Butter	0.0467	Champignons (Konserven)	0.0085
Butterkekse	0.006	Eier	0.0198
Chips	0.0214	Fleisch-Dauerkonserven	0.0046
Desserts	0.0127	Fleischsalate - Selbstbedienungsware	0.0078
Erbsenkonserven	0.0042	Frischkuchen - Selbstbedienungsware	0.0047
Essig	0.0062	Fruchtbonbons	0.0023
Frischmilch	0.0498	Gurkenkonserven	0.0149
Gemüsemischungen, tiefgefroren	0.0062	Heringe in Soßen (Konserven)	0.0095
Instantgetränke auf Kakaobasis	0.0038	Honig	0.0038
Joghurt	0.1591	Instantsuppen	0.0259
Kondensmilch	0.0371	Instant süßspeisen	0.0091
Kräuter- und Früchtetees (Aufgußbeutel)	0.0091	Mehl	0.014
Limonaden mit Kohlensäure	0.0606	Pommes frites, tiefgefroren	0.0066
Mineralwasser	0.1474	Reis und Hülsenfrüchte	0.0028
Puddingpulver zum Kochen	0.0055	Roggenmischbrot - Selbstbedienungsware	0.0039
Röstkaffee, gemahlen	0.0387	Speiseeis (Haushaltspackungen)	0.0063
Sauerkrautkonserven	0.0072	Stangenspargel (Konserven)	0.0018
Schnittkäse - Selbstbedienungsware	0.0318	Toastbrot	0.0231
Speiseöl	0.0124	Zubereitetes Fleisch (Teilfertiggericht; Dauerkonserven)	0.0025
Tafelschokolade	0.0475	Zucker	0.0142
Tiefkühlpizzen und Quiches	0.0203		
Wurstaufschnitt - Selbstbedienungsware	0.0128		

^a Die Gewichte wurden anteilig auf Basis der Gesamtumsätze in den Produktkategorien berechnet. Sie sind für alle Geschäfte und über den gesamten Zeitraum hinweg konstant.

^b Fortsetzung des Anhang 3 auf der nachfolgenden Seite

Anhang 3:

Produktkategorien und Gewichtungsfaktoren zur Berechnung der Preisindizes (Fortsetzung)

Produktkategorien, die im großen Sortiment enthalten sind (1. Stichprobe)			
Breie für Säuglinge/Kleinkinder	0.0015	Müsli	0.0033
Fast food (Hot dogs, Hamburger) - Selbstbedienungsware	0.0013	Pralinenmischungen	0.0014
Geflügelprodukte, gegart - Selbstbedienungsware	0.0013	Ravioli (Konserven)	0.0025
Kochwurst	0.0083	Studentenfutter	0.0009
Lutscher, Lollies u.ä. Stückartikel	0.0015	Torten und Kuchen, tiefgefroren	0.0036
Mandel- und Nußkerne	0.0013	Vollkornbrot/Pumpernickel - Schnittbrot	0.0042
Marinaden	0.0024	Würzsoßen	0.0012

^a Die Gewichte wurden anteilig auf Basis der Gesamtumsätze in den Produktkategorien berechnet. Sie sind für alle Geschäfte und über den gesamten Zeitraum hinweg konstant.

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis der Daten der MADAKOM, 2002

Anhang 4:

Code zur Identifikation des optimalen Threshold nach CHAN (1993) (StataSE 11)

```
*****
*Langfristiges Gleichgewicht und Bestimmung der Residuen nach CHAN (1993)
reg var1 ex
matrix A=e(b)
matrix VAR=e(V)
replace a1=A[1,1] in `1'
replace a0=A[1,2] in `1'
replace se_a1=sqrt(VAR[1,1]) in `1'
replace se_a0=sqrt(VAR[2,2]) in `1'

capture drop ect
predict ect, re //Residuen des Langfristigen Gleichgewichts
outreg2 using "LG.xls",append pvalue //Abspeichern der Ergebnisse
test ex=1
replace testa1=r(p) in `1'

*****
*Mittlere Niveauunterschiede
capture drop dif mean sd vk
gen dif= ex - var1
replace dif=abs(dif)
egen mean=mean(dif)
egen sd=sd(dif)
gen vk= sd/mean
replace mdif=mean in `1'
replace vkdif=vk in `1'

*****
*Schätzung des AR Modell für die Residuen mit verschiedenen Residuen als Threshold
*Sortierung der Residuen und Festlegung der Rangordnung
sort ect
gen un=sum(n) //un = Rangnummer der Residuen
local anfang=round(`anzahl'*`prozent')
local ende=`anzahl'-'`anfang'
forvalues i=`anfang'(1)`ende' {
sort ect
gen su_`i'=ect in `i'
egen mu_`i' = mean(su_`i') //Residuum i als threshold
replace d=0
replace d=1 if ect>=mu_`i' // ect <> als der threshold

*Definition zwei Variablen ect_pos und ect_neg für das AR Modell
replace ect_pos=ect*d
replace ect_neg=ect*(1-d)

sort week // Schätzung AR
reg D.ect L.ect_pos L.ect_neg LD.ect L2D.ect L3D.ect L4D.ect

replace rss=e(rss) in `i'
drop su_`i' mu_`i'
}
sort week lauf
egen x=min(rss) //Bestimmung RSS min
gen y=1 if rss==x
gen z=week if y==1 //Bestimmung des Rang Threshold u mit den geringsten RSS
egen e =min(z)
gen f=ect if e==un
egen ect_thresh=mean(f) //Festlegung des ermittelten Threshold
```

```

        replace nTh=e in `1'
        drop x y z e f
*****
*Respezifikation des AR Modells
replace d=0
replace d=1 if ect>=ect_thresh
replace ect_pos=ect*d
replace ect_neg=ect*(1-d)

*+++++*
sort week //AR-Modell mit ,optimalem' Threshold
reg D.ect L.ect_pos L.ect_neg LD.ect L2D.ect L3D.ect L4D.ect
*+++++*

matrix M=e(b)
matrix VAR=e(V)
test L.ect_pos=L.ect_neg
sort week lauf
replace testar12=r(p) in `1'
test L.ect_pos=L.ect_neg=0 //test ar1=ar2=0
replace testar120=r(p) in `1'
    forvalues ar=1(1)7 {
        replace ar`ar'=M[1,`ar'] in `1'
        replace se_ar`ar'=VAR[`ar',`ar']
    }

outreg2 using "M1.xls", append pvalue //Abspeichern der Ergebnisse
gen RSS_MIN=e(rss)
replace Threshold=ect_thresh in `1'

*****
*Schätzung des ECM mit 5 lags und dem Threshold nach CHAN (1993)

sort week //ECM mit ,optimalem' Threshold
reg D.var1 L.ect_pos L.ect_neg ex LD.ex LD.var1 L2D.ex L2D.var1 L3D.ex L3D.var1 L4D.ex
L4D.var1 L5D.ex L5D.var1

predict z, re //Residuen des ECM ausgeben
sort week lauf
replace ect_tecm=z in `1' //Residuen des ECM abspeichern
drop z
replace r_squar = e(r2) in `1' //R² des ECM abspeichern
matrix B=e(b) //Schätzer des ECM ausgeben
matrix VAR=e(V)

forvalues b=1(1)12 { //Schätzer des ECM abspeichern
replace b`b'=B[1,`b'] in `1'
replace se_b`b'=VAR[1,`b'] in `1'
}
test L.ect_pos=L.ect_neg //Test auf Gleichheit der Anpassungsgeschwindigkeit
in beiden Regimen

replace testb12=r(p) in `1'
outreg2 using "TECM.xls", append pvalue //Abspeichern der Ergebnisse des ECM

```

Anhang 5:

Code zum Test auf Linearität nach STRIKHOLM UND TERÄSVIRTA (2006) dynamischen Analyse der Interdependenzen von Preisindizes auf Geschäftsebene (StataSE 11)

```
use " MADAKOM_80neutral_24WK_vorbereitet.dta", clear
*****
*Test auf Linearität nach Strikholm & Teräsvirta (2006)
***

capture drop n
tsset week
gen n=1
gen lauf=sum(n)
sort week lauf
gen N_N="leer"
gen rss0=. //Residual Sum of Squars 0 (restringiertes Modell)
gen rss1=. //Residual Sum of Squars 1 (unrestringiertes Modell)

*****
*Autoregressives Modell AR (5 Lags) *
*****
*Schleifenstart für Schätzungen *
*****
local l=0
forvalues rn=1(1)79 {
local n=`rn'+1
forvalues nr=`n'(1)80 {
local l=`l'+1
sort week lauf
***
local granger=d_granger in `l'
if `granger'==1 {
rename tpreis_g`nr' ex
rename tpreis_g`rn' var1
}
if `granger'==0 {
rename tpreis_g`rn' ex
rename tpreis_g`nmhr' var1
}
}

*****
*Langfristiges Gleichgewicht und Bestimmung der Residuen
{
reg var1 ex
capture drop ect
predict ect, re

*****
*Schätzung des AR Modell (Lineares Modell) H0
sort week //Schätzung des Modells unter H0
reg D.ect L.ect LD.ect L2D.ect L3D.ect L4D.ect L5D.ect
replace rss0=e(rss) in `l'

*****
*Schätzung des AR Modell (Threshold Modell) H1
```

```

capture drop ect2
gen ect2=ect*ect
capture drop ectect1-ectect5
gen ectect1=L.ect*LD.ect
for e=2(1)5 {
gen ectect`e'=L.ect*L`e'D.ect
}
sort week //Schätzung des Modells unter H1
reg D.ect L.ect LD.ect L2D.ect L3D.ect L4D.ect L5D.ect L.ect2 ectect1 ectect2
ectect3 ectect4 ectect5
replace rss1=e(rss) in `1'

*****
if `granger'==1 { //Rückbenennung der Variablen
rename ex tpreis_g`nr'
rename var1 tpreis_g`rn'
replace N_N="`rn'_'`nr'" in `1'
}
if `granger'==0 {
rename ex tpreis_g`rn'
rename var1 tpreis_g`nr'
replace N_N="`nr'_'`rn'" in `1'
}
}
}

drop if N_N=="leer"
gen F=[(rss0-rss1)/6]/[rss1/(104-12-1)] //Empirischer F-Wert für Test auf
Linearität

*Ftab(6,91)=2.20, alpha=0.05; Ftab(6,91)=3.01, alpha=0.01; Ftab(6.91)= 1.46,
alpha=0.2; Ftab(6.91)= 1.84, alpha=0.1
gen Ftab=2.2
gen H0_annehmen=0
replace H0_annehmen=1 if F<Ftab
save "file.dta", replace
tab H0_annehmen
***
***

```


Lebenslauf



Angela Hoffmann

Tettenbornstraße 26
28211 Bremen

geboren am 02.09.1981
2 Kinder (6 und 4 Jahre)

Berufserfahrung

Seit 04/2012

Research Consultant

(Produkt + Markt Marketing Research, Wallenhorst)

04/2007 bis 03/2012

Wissenschaftliche Mitarbeiterin

(Christian-Albrechts-Universität zu Kiel)

Ausbildung

10/2007 bis 05/2012

Promotion im Bereich Agrarökonomie

(Christian-Albrechts-Universität zu Kiel)

- Abschlussnote: magna cum laude
- Thema „Preissetzung und Wettbewerb im deutschen Lebensmitteleinzelhandel“

04/2006 bis 09/2007

Master of Science im Bereich Ökotrophologie

(Christian-Albrechts-Universität zu Kiel)

- Abschlussnote: sehr gut (1,3)
- Schwerpunkt Ernährungs- und Verbraucherökonomie
- Masterarbeit „Der Markt für fair gehandelte Produkte: Analyse der Zahlungsbereitschaft für Kaffee und Bananen“

09/2000 bis 03/2006

Bachelor of Science im Bereich Ökotrophologie

(Christian-Albrechts-Universität zu Kiel)

- Abschlussnote: gut (1,9)
- Schwerpunkt Ernährungs- und Verbraucherökonomie

03/2000

Abitur

(Gymnasium Osterholz-Scharmbeck)

- Abiturnote: 2,1
- Leistungskurse: Mathematik, Physik

Bremen, den 22.04.2013