Schmollers Jahrbuch 134 (2014), 25 – 60
Duncker & Humblot, Berlin

Preisrigidität bei Lebensmitteln

Von Jens-Peter Loy und Fabian Schaper*

Abstract

In this paper, the proportions and determinants of price rigidity in German food retailing are investigated for selected products. In measuring price rigidity, we explicitly consider promotional sales by excluding price promotions. Price promotions cause a significant part of retail price variations, but are by definition not based on cost changes. Thus, if price promotions are not considered, price rigidity measures are biased. The average estimated duration of rigid prices in supermarkets increases from forty to sixty weeks, if price promotions are excluded. All food products show considerable price rigidities. In particular, key products with a high level of consumers' attention indicate significantly lower price rigidities. Psychological prices are more rigid than others. Unexpectedly, high price (national) brands exhibit greater price flexibility than low price private labels. From this we may conclude that rigid food retail prices are not caused by retail market power, but by implementing an "every day low price" retailing strategy.

Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag werden Ausmaß und Bestimmungsgründe der Preisrigidität für ausgewählte Produkte des deutschen Lebensmitteleinzelhandels (LEH) untersucht. Die Berücksichtigung von sonderangebotsinduzierten Preisanpassungen steht dabei im Vordergrund der Betrachtungen. Sonderangebote machen einen Großteil der beobachteten Preisänderungen im LEH aus und stellen per definitionem keine kosteninduzierten Preisanpassungen dar. Das Ausmaß von Preisrigiditäten wird folglich durch Sonderangebotspreise erheblich unterschätzt. So steigt die Dauer rigider Preise in Supermärkten von 40 auf 60 Wochen, wenn Sonderangebote bei der Messung ausgeschlossen werden. Grundsätzlich zeigen Lebensmittel eine erhebliche Rigidität bei Preisen. Demgegenüber zeigen vor allem Eckartikel, die im Fokus der Verbraucher stehen, signifikant geringere Preisrigiditäten. Psychologische Preise sind rigider als Preise mit anderen Preisendungen. Entgegen der Erwartung weisen starke Marken eine geringere Preisrigidität auf als

* Dieser Beitrag ist im Rahmen des durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft unterstützten Forschungsprojektes Nr. 549899 „Preisbildung und Einkaufsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel: Eine Analyse unter Berücksichtigung dyna-mischer Prozesse" entstanden. Darüber hinaus bedanken wir uns bei den Gutachtern für ihre kritischen und hilfreichen Anmerkungen zu einer früheren Version des Beitrags.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

günstige Produkte. Insbesondere bei den im Preiseinstiegssegment geführten Handelsmarken treten deutliche Rigiditäten auf. Demgegenüber stehen Produkte mit gehobenem Preisniveau im Fokus der Preispolitik und weisen deutlich flexiblere Preise auf. In diesem Segment werden auch häufiger Sonderangebote eingesetzt. Preisrigidität im LEH ist somit weniger die Folge von Marktmacht, sondern mehr das Ergebnis der Umsetzung von „Every Day Low Pricing“.

JEL Classifications: D4, E3, L11

Received: 3 July 2012
Accepted: 22 April 2014

1. Einführung

Die Wettbewerbssituation und die Preissetzungsprozesse im Lebensmitteleinzelhandel (LEH) sind einmal mehr im Fokus der Öffentlichkeit. Die österreichische Tochter des REWE Konzerns wurde zu einer Kartellstrafe wegen Preisabsprachen verurteilt. Ermittlungen gegen andere Händler laufen zur Zeit noch (siehe Murmann, 2013). Darüber hinaus führt in Deutschland das Bundeskartellamt (BKartA) eine Sektoruntersuchung im LEH durch, welche die Wettbewerbsverhältnisse auf den Beschaffungsmärkten der Handelsunternehmen in den Blick nimmt.[1]

Die Starrheit von Preisen auch über längere Zeiträume hinweg spiegelt nicht per se ein Versagen des Preismechanismus wider. Ökonomisch relevant wird die Existenz rigider Preise erst bei einem exogenen Anreiz zur Preisänderung. Dieser Ansatz entspricht der Definition von Carlton/Perloff, die besagt, dass „price rigidity is said to occur when prices do not vary in response to fluctuations in costs or demand“ (Carlton/Perloff, 1994, 722). Die Betrachtung von Sonderangeboten[2] in diesem Zusammenhang ergibt sich aus deren ökonomischer und empirischer Bedeutung für das Preissetzungs- bzw. Preisanpassungsverhalten im LEH. Ein Sonderangebot kann als temporäre, signifikante Reduktion „in the price of an item which is unrelated to cost changes“ verstanden werden (vgl. Hosken/Reiffen, 2001, 115). Ein hoher Anteil sonderangebotsinduzierter Preisänderungen stellt demnach noch keine flexible Anpassung an exogene ökonomische Faktoren dar.[3] Sonderangebote können somit die Mes-

[1] Siehe BKartA (2011). Bereits Anfang dieses Jahres wurden Bußgelder wegen Preisabsprachen gegen Süßwarenhersteller durch das BKartA verhängt wurden (siehe BKartA (2013)).

[2] Die Bezeichnungen Sonderangebote, Preisaktionen und Angebotspreise werden im vorliegenden Beitrag synonym verwendet.

[3] Darüber hinaus kann gezeigt werden, dass der Einsatz von Sonderangeboten auf mikroökonomischer Ebene nicht direkt zu einer gesteigerten Flexibilität auf volkswirtschaftlicher Ebene führt (siehe hierzu auch. Guimaraes/Sheedy, 2008 sowie Kehoe/Midrigan, 2007 und Klenow/Malin, 2010). Eine gute Übersicht über theoretische Mo-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sung der Preisrigidität beeinträchtigen. In der empirischen Analyse werden daher sonderangebotsinduzierte Preisvariationen herausgefiltert, um deren (verzerrenden) Einfluss zu quantifizieren.[4] Hinweise auf den Einfluss von Sonderangeboten auf das Ausmaß der Preisrigidität geben Anders / Weber (2007). In ihrer Betrachtung verschiedener Fleischprodukte im deutschen LEH differenzieren sie hinsichtlich des Einsatzes von Sonderangeboten in verschiedenen Geschäftstypen. Auch Weber (2009) differenziert zwischen Sonderangeboten und regulären Preisänderungen, bezieht sich in seiner Untersuchung allerdings ausschließlich auf eine Warengruppe (Hart- und Schnittkäse).[5]

Anhand der empirischen Literatur zum Preissetzungsverhalten und zur Preisrigidität wird deutlich, dass besonders die Verfügbarkeit von Daten zur Berechnung nationaler Verbraucherpreisindizes eine reichhaltige Literatur hervorgebracht hat.[6] Allerdings werden die verwendeten Daten nur auf monatlicher Basis erhoben und beinhalten in der Regel keine Angaben zu Sonderangeboten. Im Bereich des LEH kann allerdings davon ausgegangen werden, dass Preise häufiger angepasst werden und auch ein ausgeprägter Einsatz von Preisaktionen stattfindet. Eine Untersuchung für den LEH in Großbritannien zeigt, dass über 40 % aller Preise jede Woche angepasst werden. Auch bei Berücksichtigung sonderangebotsinduzierter Preisänderungen liegt der Wert noch bei 25 % (siehe Ellis, 2009). Das Ausmaß starrer Preise kann also durch die Betrachtung von Preisen auf monatlicher Basis erheblich überschätzt und verzerrt werden (vgl. Levy et al., 1997; Dutta et al., 2002). Der verwendete Datensatz auf wöchentlicher Basis ermöglicht daher eine genauere und detailliertere Analyse der Frequenz von Preisänderungen sowie des Einflusses von Sonderangeboten auf das Rigiditätsmaß.

Mit dem vorliegenden Beitrag wird die empirische Evidenz sowohl im Hinblick auf die Breite und Tiefe des Warensortiments als auch hinsichtlich des Zeitraums deutlich ausgeweitet.[7] Außerdem werden aus der theoretischen Lite-

---

delle zum Einsatz von Sonderangeboten und Preisstrategien im Einzelhandel ist in Loy / Weaver (2002), Hansen (2006) und Berck et al. (2007) zu finden.

4 Einem ähnlichen Ansatz folgen auch die Arbeiten von Weber (2009) und Eichenbaum et al. (2011).

5 Für den amerikanischen LEH weisen Dutta et al. (2002) und Nakamura / Steinsson (2008) den verzerrenden Einfluss von Sonderangeboten nach. Der Anteil von Preisänderungen liegt im Median um 50 % niedriger, wenn sonderangebotsinduzierte Preisanpassungen bei der Rigiditätsmessung unberücksichtigt bleiben. Darüber hinaus wird in 80 % der Fälle nach einem Sonderangebot der Preis in der Kategorie verarbeitete Lebensmittel auf das vorhergehende „reguläre“ Preisniveau zurückgesetzt. Es kommt also zu keinen langfristigen Preisanpassungen, die durch Kostenänderungen induziert sind.

6 Dhyne et al. (2006), Klenow / Malin (2010), für einzelne Länder siehe auch Arbeiten im Rahmen des Eurosystem Inflation Persistence Network (IPN) der Europäischen Zentralbank.

7 Vgl. Herrmann / Möser (2002, 2003, 2006); Möser (2002); Herrmann et al. (2005); Anders / Weber (2005, 2007); Weber (2009).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ratur abgeleitete Einflussfaktoren auf das langfristige Preisanpassungsverhalten mithilfe einer Regressionsanalyse untersucht. Zur Kontrolle und um mögliche Wechselwirkungen im komplexen Preissetzungsprozess auf der Produktebene zu berücksichtigen, wird ein Mehrgleichungsmodell geschätzt, das neben dem Modell für die Preisrigidität auch Gleichungen für das relative (Produkt-)Preisniveau und die Marktintegration enthält.

Im folgenden Abschnitt wird zunächst ein Überblick über den theoretischen und empirischen Kontext in diesem Forschungsfeld gegeben. Der Schwerpunkt liegt hierbei auf Arbeiten aus dem Bereich des LEH. Anschließend wird die Datengrundlage beschrieben. Danach werden in Kapitel 4 die Methodik und das Schätzmodell vorgestellt. Das Ausmaß der Preisrigidität im deutschen LEH und die Regressionsanalyse werden in Kapitel 5 vorgestellt. Der Beitrag schließt mit einem Fazit.

2. Kontext in Theorie und Empirie

2.1. Theoretischer Kontext

Die Effizienz eines marktbasierten Koordinationsmechanismus hängt entscheidend von der Flexibilität der Preise bei sich ändernden Rahmenbedingungen ab. Vielfältige Erklärungsansätze für das Auftreten rigider Preise werden in der Literatur diskutiert.[8] Das Konzept der Menükosten wird in der Forschung am häufigsten herangezogen (vgl. u. a. Cassino, 1995). Das Auftreten konstanter oder starrer Preise lässt sich hier in verschiedener Weise auf fixe Preisanpassungskosten zurückführen (siehe Zbaracki et al. 2004). Dabei handelt es sich um direkte Kosten, wie z. B. Kosten für das Erstellen neuer Preislisten oder die Änderung der Preisschilder an Regalen. Darüber hinaus entstehen indirekte Kosten, beispielsweise im Zuge der Preisfindung (Entscheidungskosten) auf Ebene des Managements. Für die Konsumenten ergeben sich höhere Such- und Informationskosten, wenn Preise häufiger variieren und demzufolge zwischen den verschiedenen Händlern verglichen werden müssen (siehe Carlton, 1986). Ferner können auch Kosten durch die Verunsicherung und Abschreckung von Konsumenten entstehen.[9] Die genannten Kostenarten führen dazu, dass Preisanpassungen hinausgezögert werden, bis der Nutzen einer Preisanpassung die Kosten übersteigt (vgl. Carlson, 1992) und Slade, 1998).

---

[8] Für eine gute Übersicht vgl. Blinder et al. (1998) und Hall et al. (2000) sowie Richards/Patterson (2004).

[9] Vgl. Rotemberg (2002, 2005); Bolton et al. (2003). Für weitere Arbeiten zum Preissetzungsverhalten und dessen Auswirkung auf das Verhalten der Konsumenten siehe auch Alves/Bulgarin (2006), Zbaracki et al. (2004), Rotemberg (2002), Hall et al. (1997).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die Auswirkungen von strategischem Verhalten im Preisfindungsprozess werden in spieltheoretischen Untersuchungen analysiert (siehe Slade, 1999; vgl. hierzu auch Owen/Trepacz, 2002). Wird im Preisfindungsprozess die Preispolitik der Wettbewerber berücksichtigt, kann dies unter Einfluss von Menükosten ebenfalls dazu führen, dass Preisanpassungen verzögert durchgeführt werden. Für einige oligopolistische Märkte wurde dies bereits nachgewiesen (vgl. Ball/Romer, 1991; Slade (1999). Die Unternehmen passen ihre Preise erst an, sobald sie sicher sein können, dass andere Unternehmen mitziehen und ebenfalls ihre Preise anpassen werden. Durch diese Neigung, der Masse zu folgen (strategische Komplementarität), der einzelnen Unternehmen im Markt und aufgrund der Unsicherheit über das Verhalten der Wettbewerber, wie und wann sie die Preise anpassen, werden diese zunächst konstant gehalten. Dieses „Koordinationsversagen" führt zu einer verzögerten Anpassung der Preise (siehe Ball/Romer, 1991; Blinder et al., 1998). Besonders bei Preiserhöhungen, bei denen der Verlust von Marktanteilen für das Unternehmen droht, kann dies dazu führen, dass jede Firma auf den ersten Schritt der Konkurrenz wartet. Zu diesem Ergebnis kommt die grundlegende Arbeit von Blinder et al. (1998). Sie steht damit allerdings im Gegensatz zur Literatur, die sich mit der verzögerten Anpassung bei nach unten gerichteten Preisänderungen beschäftigt (siehe Ball/Mankiw, 1994; Peltzman, 2000; Ray et al., 2006).

Oligopole zeigen im Vergleich zum Monopol bei exogenen Schocks häufigere Preisanpassungen. Die Wettbewerber sehen sich in diesem Fall einer elastischeren Nachfrage gegenüber. Produkte eines monopolistischen Anbieters können dagegen nicht durch Substitute anderer Anbieter ersetzt werden. Mit steigender Anbieterkonzentration weisen die Preise also eine geringere Flexibilität auf (siehe Rotemberg/Saloner, 1987; Carlton, 1986; Buckle/Carlson, 2000; Powers/Powers, 2001; Anders/Weber, 2007).

Preisanpassungen können auch durch das Vorhandensein von Preisschwellen beeinflusst werden (siehe Kashyap, 1995; Schindler/Kirby, 1997; Blinder et al., 1998). Sie stellen Häufungspunkte in der (nominalen) Preisverteilung dar, die vom Verbraucher besonders stark wahrgenommen werden. Bei Änderungen des Preises über eine solche Preisschwelle hinweg erfolgt eine starke Reaktion durch die Konsumenten. Graphisch entspricht das Konzept der Preisschwellen dem Vorhandensein einer unter Umständen mehrfach geknickten Nachfragekurve. Oberhalb der Preisschwellen reagieren Konsumenten mit einer elastischeren Nachfrage, die dazu führt, dass Preisänderungen hinausgezögert werden, da diese einen starken Nachfragerückgang zur Folge haben. Liegt der aktuelle Preis an einer Preisschwelle, so ist es bei sich verändernden Grenzkosten dennoch optimal, den Preis konstant zu halten, da die Grenzerlöskurve an dieser Stelle einen nicht definierten Bereich aufweist. Hinsichtlich der Reaktionen auf eine sich stark ändernde Nachfrage sowie deutlichere Änderungen der Grenzkosten weist diese Theorie einige formale Schwächen auf. Allerdings wird ihr von Seiten der Praktiker des Einzelhandels eine hohe Relevanz zuge-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sprochen (siehe Blinder et al., 1998, 175 ff.). Die größte Zustimmung erfährt die „Theorie des Koordinationsversagens“.[10]

Eine Befragung im deutschen LEH ergab, dass im Rahmen der regelmäßigen Preispflege Überprüfungen von Produktpreisen ohnehin durchgeführt werden und die in Form von sogenannten „Jahresgesprächen“ durchgeführten Preisverhandlungen zwischen Herstellern und Händlern einen Großteil der zu setzenden Preise bereits beinhalten können (siehe Schmedes, 2005).

2.2 Empirische Übersicht

Aus den bisherigen empirischen Studien zur Preisrigidität im deutschen LEH lässt sich kein einheitliches Bild zeichnen, da lediglich einzelne Produkte oder Warengruppen betrachtet wurden. Bei der Untersuchung von 20 typischen Frühstücksprodukten lassen sich zwischen den verschiedenen Betriebstypen sowie zwischen einzelnen Handelsunternehmen Unterschiede in der Preisrigidität ermitteln (vgl. Herrmann et al., 2005; Herrmann / Möser, 2006). Während in den großen und kleinen Verbrauchermärkten und den Supermärkten die Dauer unveränderter Preise durchschnittlich zwischen 9 und 13 Wochen liegt, beträgt dieser Wert in Discountmärkten knapp 38 Wochen. Eine ähnliche Bandbreite weisen auch die Unterschiede zwischen den einzelnen Handelsunternehmen auf. In einer Studie zur Rigidität bei Rind- und Schweinefleischprodukten werden allerdings in Supermärkten starrere Preise als in Discountern ermittelt. Dies gilt sowohl für die Betrachtung aller Preisänderungen als auch bei ausschließlicher Betrachtung regulärer Preisanpassungen (siehe Anders / Weber, 2007). In der Warengruppe Hart- und Schnittkäse wurden signifikante Unterschiede zwischen Discountern und allen anderen Betriebstypen nur dann gefunden, solange alle Preisänderungen in der Analyse berücksichtigt werden (siehe Weber, 2009).

Zwischen Hersteller- und Handelsmarken herrscht ebenfalls ein uneinheitliches Bild. Während für die 20 Frühstücksprodukte die Preisrigidität von Handelsmarken ausgeprägter ist als bei Herstellermarken, kann für Hart- und Schnittkäse gezeigt werden, dass die regulären Preise der Handelsmarken häufiger angepasst werden.[11] In dieser Warengruppe lassen sich für Handelsmarken keine signifikanten Rigiditätsunterschiede zwischen den einzelnen Betriebstypen feststellen. Eine weitere Untersuchung zur Preisrigidität in der Waren-

[10] Blinder et al. (1998, 109 ff.). Zu ähnlichen Ergebnissen kommt eine Untersuchung zum Preissetzungsverhalten im verarbeitenden Gewerbe in Deutschland (Deutsche Bundesbank, 2005 15 ff.). Einerseits wird hier auf die Schwäche bestehender Modelle verwiesen, andererseits wird die Bedeutung der Preispolitik als strategisches Instrument in der Praxis betont (siehe auch Owen / Trepacz, 2002).

[11] Siehe Anders / Weber (2007) für die Frühstücksprodukte und Weber (2009) für Hart- und Schnittkäse.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gruppe Speiseöle weist für Handelsmarken deutlich rigidere Preise als für Herstellermarken nach (siehe Herrmann et al., 2005, 21).

Die vorherrschende Heterogenität im Preisanpassungsverhalten der Unternehmen wird besonders auf der Produktebene deutlich. So liegt die Dauer konstanter Preise auf der Produktebene zwischen knapp 3 Wochen für ein Margarine-Produkt und bis zu 200 Wochen für Kaffeesahne. In der Warengruppe Hart- und Schnittkäse liegen die Werte im Mittel zwischen 2 Wochen und 81 Wochen. Auch in empirischen Studien für den amerikanischen LEH wird die Bedeutung der Warengruppen und Produkte für die Ausgestaltung der Preispolitik des Geschäfts nachgewiesen (vgl. Bolton / Shankar, 2003; Dhar et al., 2001). Unabhängig von der Positionierung des einzelnen Geschäfts, beispielsweise mit einer Dauerniedrigpreisstrategie, können demnach die Flexibilität der Preise sowie die Frequenz und die Höhe von Sonderangeboten auf Warengruppen- und Produktebene deutlich variieren.

Hinsichtlich der Ursachen und Erklärungsfaktoren der Preisrigidität konnte in einer empirischen Analyse von fünf US-Supermarktketten für das Ausmaß der Preisanpassungskosten ein durchschnittlicher Anteil von 0,7% am Umsatz ermittelt werden. Dieser Anteil kann bereits ausreichen, um Produktpreise trotz entsprechender Anreize in Form von Kostenänderungen nicht anzupassen. Unternehmen mit höheren Menükosten passen ihre Preise seltener an als solche mit niedrigen.[12] Es wird davon ausgegangen, dass der überwiegende Teil der Preisanpassungskosten unabhängig von der jeweiligen Höhe der Preisänderung ist.[13]

Das Ausmaß der Rigidität wird zudem von der Anzahl der Sonderangebote, der Preiselastizität der Nachfrage, dem Einsatz psychologischer Preise und dem Vorhandensein von Preisschwellen bestimmt. Fengler / Winter weisen in diesem Zusammenhang das Vorhandensein psychologischer Preisschwellen für den deutschen LEH nach (siehe Fengler / Winter, 2001). Repräsentativ für schnelldrehende Konsumgüter verdeutlichen sie mittels Preisdaten für Kaffee den Einfluss von Preisschwellen auf das Preissetzungs- sowie das Preisanpassungsverhalten. Anhand der Ergebnisse schließen sie auf das Vorhandensein ausgeprägter Preisrigiditäten im deutschen LEH. Herrmann / Möser berechnen für 20 Frühstücksprodukte einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen dem Einsatz psychologischer Preise und dem Ausmaß der Rigidität (siehe Herrmann / Möser, 2005).

---

12 Levy et al. (1997). Zu ähnlichen Ergebnissen gelangt eine Studie, welche die Höhe der Menükosten anhand von Daten einer großen amerikanischen Drogeriemarktkette untersucht. Der Anteil der Menükosten beläuft sich hier auf 0,74% der Umsätze (Dutta et al., 1999).

13 Slade (1998) zeigt in Untersuchungen unterschiedlicher Salzgebäck-Marken im amerikanischen LEH, dass der Anteil fixer Preisanpassungskosten bei über 90% der gesamten Menükosten liegt. Nur ein Anteil von sechs Prozent entfällt auf variable Anpassungskosten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3. Datenbasis und deskriptive Kennzahlen

3.1 Datenbasis

In der vorliegenden Untersuchung wird ein Scannerdatensatz der MaDaKom GmbH Köln verwendet. Der Datensatz umfasst 104 aufeinanderfolgende Wochen im Zeitraum von der ersten Januarwoche 2000 bis zur letzten Dezemberwoche des Jahres 2001. Der Datensatz bildet einen repräsentativen Querschnitt der deutschen Einzelhandelslandschaft in diesem Zeitraum ab (siehe MaDaKom, 2001b). Neben den Preisstellungen der einzelnen Artikel sind Informationen über Aktivitäten der Verkaufsförderung enthalten. Diese Angaben umfassen Sonderangebotspreise, Vorteilspackungen und Verkaufsförderungsmaßnahmen (Displays, Werbedamen, Handzettel und kommunikative Unterstützung). Zusätzlich sind Angaben zu den einzelnen Geschäften wie Standort, Organisationsform, Betriebstyp, Verkaufsfläche in den Daten enthalten.[14] Um einen möglichst breiten Querschnitt der Produktpalette im LEH abzudecken, werden Produkte aus allen großen Bereichen des LEH einbezogen. Die Relevanz der ausgewählten Warengruppen wurde anhand der Ausgabenanteile für Nahrungsmittel, die in der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) dokumentiert sind, ermittelt. Die im vorliegenden Datensatz enthaltenen Warengruppen entsprechen etwa 25% der Konsumausgaben für Nahrungsmittel privater Haushalte, die in der EVS erfasst wurden.[15] Folgende Warengruppen werden im Beitrag analysiert: Kartoffelerzeugnisse, Teewurst, Schokolade, Pommes-Frites, Tomatenketchup, H-Milch, Chips, TK-Pizza, Senf, Quarkspeise, Pilsbier, Speiseeis, Nuss- und Schokoladencremes, Butter, Orangensaft, Müsli, Brühwürstchen, Margarine, Kaffee (gemahlen) und Nudeln. Für die Analyse werden die 10 umsatzstärksten Produkte aus jeder Warengruppe aus jedem Geschäft ausgewählt. Dabei werden allerdings nur die Geschäfte berücksichtigt, in denen die entsprechenden Produktpreise für mindestens 98 Wochen (rund 95% der Beobachtungen) verfügbar sind.[16] Dies führt einerseits zu einer heterogenen Stichprobe. Andererseits besitzen die jeweiligen Produkte die je-

[14] Die Einteilung der Betriebstypen basiert hauptsächlich auf der Verkaufsfläche der Geschäfte sowie der Sortimentsgröße, Discounter (jegliche Größe), Supermärkte (bis 1499 m² Verkaufsfläche), kleine Verbrauchermärkte (1500–4999 m² Verkaufsfläche), große Verbrauchermärkte (> 5000 m² Verkaufsfläche) (siehe auch MaDaKom GmbH, 2001a, 2001b).

[15] Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ist eine amtliche Statistik, die vom Statistischen Bundesamt alle 5 Jahre erhoben wird. Die hier verwendeten Ergebnisse stammen von der Erhebung aus dem Jahr 2003 Dabei werden die Lebensverhältnisse sowie die Konsumausgaben privater Haushalte erfasst. Über 40% der erfassten Konsumausgaben für Nahrungsmittel entfallen auf Frischeprodukte (z. B. Obst, Gemüse, Fleisch), die nicht im vorliegenden Datensatz verfügbar sind. Somit wird ein deutlicher Anteil der verbleibenden Ausgaben der privaten Haushalte in der Analyse berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

weils gleiche Relevanz in der Kategorie für die Geschäfte und es können so spezifische Unterschiede bei der Zusammensetzung der Warengruppen in den deutschlandweit verteilten Geschäften berücksichtigt werden. Um die Preisreihen zu vervollständigen, werden die fehlenden Preisstellungen in einer Woche mit den Werten der Vorperiode aufgefüllt. Fehlende Preisstellungen am Anfang des Beobachtungszeitraums in einem Geschäft werden mit dem Preis der Folgeperiode ergänzt. In entsprechender Weise wird mit den Angaben zu Sonderangeboten verfahren.[17] Insgesamt beläuft sich der Anteil der reproduzierten Beobachtungen auf rund 2 % im gesamten Datensatz.

Als Aktionspreise werden gemäß den Kriterien der MaDaKom GmbH die Preisstellungen deklariert, die einer Preisreduktion von mindestens 5 % gegenüber dem Normalpreis entsprechen.[18] Als Normalpreis gilt dabei der Preis, der zuvor mindestens 4 Wochen lang gültig war. Daraus ergibt sich eine maximale Dauer von Sonderangeboten von 4 Wochen. Im Anschluss wird der Sonderangebotspreis zum „regulären" Preis.[19] Darüber hinaus stehen Informationen bezüglich der Zugehörigkeit der Geschäfte zu einzelnen Handelsketten[20] bzw. Key Accounts zur Verfügung.[21]

3.2 Deskriptive Kennzahlen

Das Untersuchungssample besteht aus 117 Geschäften aus dem gesamten Bundesgebiet. Dabei teilen sich die Geschäfte folgendermaßen auf die verschiedenen Betriebstypen auf: Discounter (n=21), Supermärkte (n=45), kleine Verbrauchermärkte (n=25) und große Verbrauchermärkte (n=19) (siehe Tabelle 1).

Die anonymisierten Handelsketten beinhalten die verschiedensten Betriebstypen. Insgesamt können 7 Geschäfte im Sample keiner Handelskette zugeord-

---

16 Soweit die Produkte im jeweiligen Geschäft verfügbar sind. Ansonsten wurden entsprechend weniger Produkte für die Analyse verwendet.

17 Dies entspricht dem Vorgehen in der Literatur. Für eine Diskussion über den Umgang mit fehlenden Beobachtungen bei Sonderangeboten und regulären Preisen siehe Nakamura / Steinsson (2008) sowie die dort aufgeführte Literatur von Klenow / Kryvtsov (2005) und Gopinath / Rigobon (2008).

18 Siehe MaDaKom (2001b). Auf die bestehende Vielfalt und die Schwierigkeiten bei der Definition von Sonderangeboten geht Hansen (2006, 6 ff.) in ihrer Arbeit ein. In den Arbeiten von Hermann / Möser (2003, S. 6) und Hermann et al. (2005, 9) wird ebenfalls auf die Definition gemäß der MaDaKom GmbH zurückgegriffen.

19 Anhand der Definition der MaDaKom GmbH wurde die im Datensatz bestehende Sonderangebotsvariable entsprechend korrigiert.

20 Im Folgenden werden die Begriffe Handelskette und Handelsunternehmen synonym verwendet.

21 Aufgrund ihrer restriktiven Informationspolitik sind die (Hard-)Discounter Aldi und Lidl nicht im Handelspanel vertreten.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Zuordnung der Geschäfte nach Betriebstypen und Handelsketten

	Handelskette					
Betriebstyp	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**Summe**
Discounter	4	0	1	0	16	**21**
Supermarkt	12	6	8	7	12	**45**
Kleiner Verbrauchermarkt	12	6	4	2	1	**25**
Großer Verbrauchermarkt	2	5	9	3	0	**19**
Summe	**30**	**17**	**22**	**12**	**29**	**110**

Quelle: Eigene Darstellung nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

net werden. Mit einem regulären Durchschnittspreis des untersuchten Warensortiments von 2,27 DM sind die Discountmärkte im Mittel am günstigsten (siehe Tabelle 2). Kleine Verbrauchermärkte berechnen mit 2,67 DM im Durchschnitt den höchsten Preis.[22] Das durchschnittliche Preisniveau im Discounter unterscheidet sich signifikant von den anderen Betriebstypen.[23]

Signifikante Unterschiede finden sich jeweils bei den Handelsunternehmen 1 und 2 gegenüber allen anderen Unternehmen.[24] Unterscheidet man die Produkte nach Hersteller- und Handelsmarken finden sich ebenfalls deutliche Unterschiede.[25] Der durchschnittliche reguläre Preis für Handelsmarken liegt um gut 80 Pfennig unter dem Durchschnittspreis für Herstellermarken.[26] Handelsmarken finden sich im Sortiment eher in den unteren Preislagen und sind daher besonders für preissensitive Konsumenten interessant.[27] Die Berücksichtigung von Sonderangebotspreisen lässt allerdings auch die Einstiegspreise bei Markenartikeln (siehe Werte in Klammern der Min-Preise in Tabelle 2) für preis-

[22] Zu diesem Ergebnis kommt auch Möser (2002, 112 f.) in ihrer Untersuchung der Preisrelationen für 20 ausgewählte Frühstücksprodukte.

[23] Mit $\alpha = 0{,}05$. Die in diesem Abschnitt durchgeführten Mittelwertvergleiche wurden mithilfe des Wilcoxon-Tests für Paardifferenzen durchgeführt. Dieser nicht-parametrische Test ermöglicht den Vergleich paarig angeordneter Beobachtungen verbundener Stichproben. Siehe hierzu Sachs (2002, 411 f.).

[24] Die Preise von Handelskette 1 sind nur auf dem 10%-Niveau signifikant verschieden von Kette 3.

[25] In den Warengruppen Quarkspeise, Nudeln, Senf und Schokolade liegen keine Handelsmarken im Untersuchungssample vor.

[26] Hierbei wurden die Mittelwerte nur über die regulären Produktpreise berechnet, für die in den Warengruppen auch jeweils Handels- und Herstellermarken zur Verfügung stehen.

[27] Aufgrund des hier untersuchten Zeitraums sind Handelsmarken vornehmlich im Preiseinstiegssegment zu finden. Im Gegensatz dazu zeigen sich auch neue Strategien am Markt. Die Einführung sog. „Mehrwert-Handelsmarken“ führt in den letzten Jahren zu einem Rückgang von sog. „Mitte-Marken“ (siehe hierzu GFK, 2012).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sensitive Konsumenten interessant werden. Die Preise der Markenartikel liegen dann im Mittel unter denen der Handelsmarken.

Tabelle 2

Ausgewählte Kennzahlen regulärer (aller) Preise

Betrachtungsebene	Mittelwert [a)]	Standardfehler [a)]	Min [b)]	Max [b)]
Discounter	2,27 (2,27)	0,046 (0,045)	1,54 (1,50)	3,10 (3,10)
Supermarkt	2,56 (2,54)	0,043 (0,043)	1,76 (1,63)	3,48 (3,48)
Kleiner Verbrauchermarkt	2,67 (2,65)	0,053 (0,052)	1,57 (1,46)	4,04 (4,04)
Großer Verbrauchermarkt	2,64 (2,62)	0,037 (0,035)	1,37 (1,26)	4,25 (4,25)
Handelskette 1	2,55 (2,54)	0,056 (0,055)	1,62 (1,51)	3,72 (3,72)
Handelskette 2	2,69 (2,67)	0,075 (0,073)	1,62 (1,48)	4,07 (4,07)
Handelskette 3	2,49 (2,47)	0,047 (0,046)	1,38 (1,27)	3,77 (3,77)
Handelskette 4	2,47 (2,46)	0,071 (0,070)	1,54 (1,50)	3,57 (3,57)
Handelskette 5	2,44 (2,44)	0,057 (0,057)	1,72 (1,66)	3,28 (3,28)
Herstellermarken	2,84 (2,82)	0,031 (0,030)	1,86 (1,75)	3,97 (3,97)
Handelsmarken	2,01 (2,00)	0,119 (0,118)	1,85 (1,80)	2,16 (2,16)
Gesamt	2,54 (2,52)	0,027 (0,027)	1,61 (1,51)	3,65 (3,65)

Anmerkungen: Alle Angaben in DM. Angegebene Werte werden anhand der regulären Preise berechnet. Werte in Klammern werden auf Basis aller Preisinformationen gebildet. [a)] Mittelwert und Standardfehler werden anhand der Mittelwerte in den Geschäften, die über die aggregierten Mittelwerte der Warengruppen in den Geschäften der jeweiligen Betriebstypen bzw. Handelketten berechnet werden, ermittelt. [b)] Minimum- und Maximum-Werte werden ebenfalls als Mittelwerte über die Min-/Max-Werte in den Warengruppen im jeweiligen Geschäft berechnet und der Mittelwert wird über alle Geschäfte des entsprechenden Betriebstyps bzw. der Handelskette gebildet. Da Sonderangebote keine Max-Preise bei den Produkten darstellen, sind die angegebenen Werte identisch.

Quelle: Eigene Berechnung nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

Auf Ebene der Betriebstypen wie auch auf Handelskettenebene unterscheidet sich die Sonderangebotspolitik sehr deutlich (siehe Tabelle 3).

Aufgrund der breiten Produktbasis in der Analyse lassen sich die einzelnen Betriebstypen deutlicher voneinander abgrenzen, als dies in vorhergehenden Untersuchungen für den deutschen LEH der Fall war (vgl. u.a. Herrmann et al., 2005). Zuvor wurde lediglich ein signifikant niedrigerer Anteil an Preisaktionen in Discountern gegenüber allen anderen Betriebstypen festgestellt. Discounter verfolgen mit einem niedrigen Durchschnittspreis und sehr geringem Einsatz von Preisaktionen eher eine Dauerniedrigpreisstrategie (EDLP).[28] Die großen Verbrauchermärkte weisen eine Strategie höherer Normalpreise bei regelmäßigem Einsatz von Sonderangeboten (HiLo-Strategie) auf. Zwischen die-

28 EDLP: everyday low price; vgl. Hoch et al. (1994); Shankar/Bolton (2004).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Anteile und Lagemaße der Sonderangebote in Betriebstypen und Handelsketten

Betriebstyp / Handelskette	Punktschätzer mit 95 %-Vertrauensbereich[a)]					$P5$[b)]	($P50$)	$P95$
Discounter	1,05	≤	1,10	≤	1,14	0,00	0,00	5,24
Supermarkt	4,10	≤	4,15	≤	4,20	0,00	0,96	5,77
Kleiner Verbrauchermarkt	5,17	≤	5,23	≤	5,30	0,00	0,96	22,12
Großer Verbrauchermarkt	6,19	≤	6,27	≤	6,35	0,00	1,92	23,08
Handelskette 1	4,88	≤	4,95	≤	5,02	0,00	0,96	20,19
Handelskette 2	4,99	≤	5,07	≤	5,16	0,00	0,96	22,12
Handelskette 3	7,19	≤	7,28	≤	7,36	0,00	3,85	23,08
Handelskette 4	2,44	≤	2,51	≤	2,59	0,00	0,00	21,15
Handelskette 5	1,66	≤	1,71	≤	1,75	0,00	0,00	8,65
Gesamt	4,51	≤	4,55	≤	4,58	0,00	0,96	21,15

Anmerkung: Alle Angaben in Prozent. [a)] Der Mittelwert, das Konfidenzintervall und die Perzentile werden jeweils über alle Produkte im Betriebstyp bzw. in der Handelskette gebildet. [b)] Angegeben sind das 5 % und 95 %-Perzentil sowie der Median ($P50$).

Quelle: Eigene Berechnung nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000 / 2001).

sen beiden Referenzpunkten finden sich verschiedene Mischformen, die sich auch auf Ebene der Handelsunternehmen wiederfinden. Der Anteil der Sonderangebote ist zwischen den Handelsunternehmen jeweils signifikant voneinander verschieden.[29] Diese Heterogenität lässt sich auf die verschiedenen Betriebstypen, die in den Unternehmen zusammengefasst sind, zurückführen. Betrachtet man den Einsatz von Sonderangeboten differenziert nach Handels- und Herstellermarken, so zeigen sich ebenfalls deutliche Unterschiede (vgl. Tabelle 4). Neben den relativ günstigen Preisen (siehe Tabelle 3) weisen die Handelsmarken einen deutlich geringeren Anteil an Sonderangeboten auf. Ausnahme bilden die Discounter, die, entsprechend einer EDLP Strategie, sowohl für Hersteller- als auch für Handelsmarken einen ähnlich niedrigen Einsatz von Preisaktionen durchführen. Handelsmarken werden häufig im unteren Preissegment angeboten und werden daher in Supermärkten sowie kleinen und großen Verbrauchermärkten zur Preisdiskriminierung zwischen verschiedenen Käuferschichten genutzt, um im Wettbewerb mit den Dauerniedrigpreisstrategien der Discounter bestehen zu können.

[29] Mit $\alpha = 0{,}05$. Zwischen Handelskette 4 und 5 lässt sich ein Unterschied lediglich auf dem 10 %-Signifikanzniveau feststellen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Anteil der Sonderangebote in Abhängigkeit der Marke und des Betriebstyps

	Discounter	Supermarkt	Kleiner Verbrauchermarkt	Großer Verbrauchermarkt
Herstellermarken	1,10	4,28	5,37	6,33
Handelsmarken	1,19	0,74	0,82	0,36

Anmerkung: Alle Angaben in Prozent. Angegeben ist der Mittelwert jeweils über alle Produkte und Warengruppen im Betriebstyp.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

Die Ergebnisse bestätigen erste Untersuchungen in der Warengruppe der Hart- und Schnittkäse im deutschen LEH.[30] Die unterschiedliche Intensität im Einsatz von Sonderangeboten auf der Produktebene führt zu Verzerrungen bei der Messung der Preisrigidität und erschwert den Vergleich unterschiedlicher Ergebnisse, wenn die sonderangebotsinduzierte Preisvariation nicht berücksichtigt wird. Hierbei ist vor allem zu beachten, dass durch den Einsatz von Sonderangeboten immer zwei Preisänderungen ausgelöst werden. Allerdings kann es im Zuge von Sonderangeboten auch zu einer Anpassung des regulären Preises kommen, wenn der Preis nach Ende des Sonderangebots nicht wieder auf das ursprüngliche Preisniveau zurückkehrt. Daher werden im vorliegenden Beitrag auch die regulären Preisanpassungen, die im Zuge von Sonderangeboten durchgeführt werden, berücksichtigt. 37% der Sonderangebote weisen solche Preisänderungen auf. Das heißt, dass in mehr als einem Drittel der Fälle sonderangebotsinduzierter Preisvariation reguläre Preise angepasst werden. Hierbei ist das Verhältnis von Preissenkungen zu Preiserhöhungen nahezu ausgeglichen. Es kann daher davon ausgegangen werden, dass es im Nachgang von Sonderangeboten nicht gezielt zu versteckten Preiserhöhungen kommt.[31] Vielmehr kann dies als ein Indiz für das Vorhandensein von Preisanpassungskosten, sog. Menükosten, gewertet werden. Die ohnehin anfallenden Preisänderungskosten nach dem Ende des Sonderangebots werden genutzt, um den Preis auch regulär anzupassen.[32]

---

30 Weber (2009) zeigt in seiner Untersuchung, dass die Dauer zwischen zwei Preisaktionen bei Handelsmarken deutlich höher ist als bei Herstellermarken und das unabhängig vom Betriebstyp.

31 In Supermärkten und kleinen Verbrauchermärkten werden die Preise sogar häufiger gesenkt. Hier liegt der Anteil von Preissenkungen bei 53%.

32 Anders ausgedrückt bedeutet es aber auch, dass 13,5% der regulären Preisänderungen im Zuge von Sonderangeboten stattfinden. Dies zeigt, wie sehr eine Berücksichtigung sonderangebotsinduzierter Preisänderungen die Messung und Analyse der Preisrigidität verzerren kann, wenn diese beiden Arten von Preisanpassungen nicht gesondert betrachtet werden.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

4. Methodik und Schätzmodell

4.1 Methodik

In der Literatur werden verschiedene methodische Ansätze zur Messung der Rigidität der Preise unterschieden. Die hier verwendete Methode erfasst die Dauer konstanter Preise anhand der Frequenz von Preisänderungen. Diese gilt als Indikator für das tatsächliche Ausmaß der Rigidität. Dieser Ansatz findet in der Literatur breite Anwendung, da der Zugang zu Informationen über Einkaufspreise und Kosten des Einzelhandels häufig nicht gegeben ist.[33] In den bisherigen Arbeiten für den deutschen LEH wird die Rigidität der Preise in Anlehnung an Powers/Powers indirekt ermittelt (Powers/Powers, 2001, 404). In ihrer Untersuchung wöchentlicher Preise für Salat verwenden sie hierzu die mittlere Dauer unveränderter Preise als Maßzahl. Dieser indirekte Weg der Preisrigiditätsmessung wird auch in dieser Arbeit angewendet. Der vorliegende Datensatz ist ein reines Handelspanel und lässt daher keine Aussagen über die jeweiligen Einkaufspreise der Einzelhändler zu. Des Weiteren steht der Aspekt der Vergleichbarkeit mit den bisherigen Arbeiten im deutschen LEH im Vordergrund. Die Preisrigidität wird also entsprechend Formel (1) gemessen als:

$$(1) \qquad PRig = \frac{w}{w_{Pch}}, \qquad \text{mit:} \quad \begin{array}{l} w = \text{Anzahl aller Wochen} \\ w_{Pch} = \text{Anzahl aller Wochen mit Preisänderungen} \end{array}$$

Im Hinblick auf die Berücksichtigung sonderangebotsinduzierter Preisänderungen wird ebenfalls dieses Maß verwendet. Allerdings werden durch w_{Pch} in diesem Fall nur die Preisänderungen erfasst, die nicht im Zuge von Sonderangeboten durchgeführt werden. Die mit Formel (1) errechneten Ergebnisse geben die mittlere Dauer stabiler Preise in Wochen an.

Bei der Untersuchung der Dauer konstanter Preisstellungen spielt die Zensierung der Daten eine Rolle. Da der Datensatz lediglich Informationen über einen Zeitabschnitt von 2 Jahren umfasst, ist keine exakte Aussage über die tatsächliche Dauer der Preisstellungen am Anfang (links-zensiert) und am Ende (rechts-zensiert) des Betrachtungszeitraums möglich. Preisstellungen, bei denen es zu keiner Preisänderung kommt (doppelt-zensiert), sind ebenfalls von diesem Problem betroffen. Dieses „sample-inherent censoring“ führt zu Verzerrungen in der Form, dass die Dauer zensierter Preisstellungen unterschätzt wird (Aucremanne/Dhyne, 2004, 22. Im vorliegenden Datensatz liegt der Anteil zensierter Preisreihen bei gut 15%. In der Analyse wird allerdings die Dauer konstanter Preise nicht direkt anhand der tatsächlichen konstanten Preiszeiträume ermittelt, sondern die mittlere Dauer konstanter Preise mit Hilfe der Anzahl

[33] Für eine breite Übersicht empirischer Studien siehe Wolman (2000) oder auch Klenow/Malin (2010).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

an Preisänderungen über den gesamten Beobachtungszeitraum berechnet. Aufgrund der hohen Frequenz der Datenerfassung (wöchentlich) wird die Berechnung der Ergebnisse mit allen zur Verfügung stehenden Informationen durchgeführt.[34] Bei Preisreihen, in denen es zu keiner Preisanpassung kommt, wird *PRig* = 104 gesetzt.[35]

Die im Rahmen der Studie ausgewählten Warengruppen umfassen einen hohen Anteil relativ wenig verarbeiteter Produkte. In diesen Produkten macht der Rohstoffpreis einen nicht unerheblichen Betrag vom Verkaufspreis der Konsumenten aus.[36] Gerade in der jüngeren Vergangenheit kam es auf den Rohstoffmärkten zu großen Preisschwankungen.[37] Auch in dem hier betrachteten Zeitraum zeigten sich deutliche Preisbewegungen. So ist der Preis für Kaffee im internationalen Handel gemäß dem Jahresmittel des Composite Index der International Coffee Organization (ICO) von 85,71 US Cent pro Pfund auf 64,24 US Cent im Jahr 2000 und auf einen historischen Tiefststand von 45,59 US Cent im Jahr 2001 gesunken (ICO, 2013). Auf dem Milchmarkt schwankten die Milchauszahlungspreise von 2000 bis 2001 zwischen 30 bis 35 Euro-Cent pro kg Milch (Loy / Steinhagen, 2009). Diese Preisschwankungen auf der dem LEH vorgelagerten Stufe lassen sich dabei als Opportunitätskosten der Händler interpretieren, die der Händler in seiner Vertragsgestaltung berücksichtigen müsste. Untersuchungen auf Händler-, wie auf Herstellerseite zeigen, dass eine durchschnittliche Vertragslaufzeit im LEH von einem Jahr angenommen werden kann. Die genaue Ausgestaltung der Konditionenverträge hängt dabei von der Wichtigkeit (Höhe des Umsatzanteils) des Händlers für den jeweiligen Hersteller sowie der Art des Produkts (Must-have-Produkte) ab. Dabei stellt sich die Frage, ob die Laufzeit aus der alleinigen Perspektive des Händlers oder des Herstellers heraus festgelegt wird. Befragungen von Herstellern zeigen, dass es gerade durch Großabnehmer signifikant häufiger zu Nachverhandlungen kommt.[38] Aufgrund fehlender Informationen über

---

34 Für eine Übersicht zum Umgang mit zensierten Daten siehe u. a. Fabiani et al. (2006). „In conclusion, the treatment of censoring can be crucial for the results, though on the basis of the available metadata an optimal strategy does not exist“ (Fabiani et al., 2006, 47).

35 Dies entspricht der maximalen Dauer des Betrachtungszeitraums und ist damit der minimale Wert des Rigiditätsmaßes der betroffenen Produkte. Diese Annahme führt tendenziell zu einer Unterschätzung des tatsächlichen Ausmaßes der Rigidität und muss bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden.

36 Siehe Johann Heinrich von Thünen-Institut (2011). Bei Milch und Milcherzeugnissen macht der Erzeugererlös an den Verbraucherpreisen über 42 % für die Jahre 2000 bis 2001 aus. Bei Kartoffeln liegt dieser Wert beispielsweise bei über 26 % und für Fleisch und Fleischwaren bei gut 22 %. Bei Getreideprodukten liegt der Anteil Verkaufserlöse der Landwirtschaft am Endverbraucherpreis bei 4 %.

37 Für Milch siehe u. a. Holm et al. (2010), Loy / Steinhagen (2009).

38 Siehe hierzu Schmedes (2005) und Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW, 2011).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die Ausgestaltung der Vertragslaufzeiten sowie der ausgehandelten Konditionen zwischen Herstellern und Händlern wird dieser Aspekt in der Analyse der Bestimmungsgründe nicht näher beleuchtet.[39]

4.2 Schätzmodell

Die Einflussfaktoren der Preisrigidität bzw. deren Interaktion mit dem Preisniveau und dem Preisanpassungsverhalten auf Produktebene sollen in einer Regressionsanalyse bestimmt werden. Im Folgenden werden zunächst die endogenen und exogenen Variablen des geschätzten Modells vorgestellt sowie die erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten diskutiert (siehe Tabelle 5). Als abhängige Variable wird der natürliche Logarithmus des Maßes der Preisrigidität (lnPRig; siehe Gleichung (2)) verwendet. Das Preissetzungsverhalten wird überdies durch das relative Preisniveau des Produktes innerhalb der Warengruppe (RelPreis; Gleichung (3)) und durch die Marktintegration des Produktes innerhalb seiner Warengruppe (LooP, Gleichung (4)) beschrieben. Hierzu wird die mittlere Korrelation des Produktpreises zu allen anderen Produktpreisen der Warengruppe berechnet. Bei dem Begriff Marktintegration geht es hier um die Beziehung zwischen den Preisen innerhalb einer Warengruppe. Wir folgen Monke/Petzel (1984), die integrierte Märkte als „markets in which prices of differentiated products do not behave independently“ definieren. Basierend auf dieser Definition gibt es eine Vielzahl von möglichen statistischen und ökonometrischen Maßen und Modellen. Wir verwenden die mittlere Korrelation als ein erstes, einfaches Maß der Marktintegration.

Das Preisniveau eines Produktes ist immer auch ein Marketinginstrument und insofern eine strategische Größe, die einen vielfältigen Einfluss auf das Preisanpassungsverhalten hat. Einerseits kennzeichnet eine Dauerniedrigpreisstrategie eine höhere Rigidität. Andererseits ist der Handel bemüht, sogenannte Must-have-Produkte in seinem Sortiment zu führen, um den Erwartungen der Konsumenten zu entsprechen. Dies stärkt wiederum die Position der Hersteller, um bei Preisverhandlungen Änderungen durchzusetzen (vgl. hierzu auch DIW, 2011). Das (absolute) Preisniveau spiegelt allerdings auch immer das vom Hersteller einerseits und vom Händler andererseits angestrebte Preisimage wider sowie die vorhandene Kostenstruktur der Unternehmen. Die Beziehung der beiden Größen ist daher ambivalent. Aufgrund der Intensität des Wettbewerbs im deutschen LEH gehen wir allerdings von der These aus, dass starke Marken eher in der Lage sind, sich in Verhandlungen durchzusetzen und für sich bessere Konditionen zu generieren. Wenn man also davon ausgeht, dass mit zunehmendem Preisniveau auch die Marktmacht tendenziell zunimmt, ergibt sich da-

[39] Die genaue Lokalisierung der Ebene, auf der die Rigiditäten entstehen, die sich in den Preisen des LEH manifestieren, bedarf weiterer Forschungsarbeit, die im Rahmen dieser Untersuchung nicht erbracht werden kann.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5

Erwartete Vorzeichen der Variablen im OLS-Schätzmodell der Gleichungen (2), (3), (4)

Variablen	Erwartete Vorzeichen in Gleichung			Beschreibung	Kennzahlen		
Endogen	(2)	(3)	(4)		Min	X	Max
PRig	…	…	…	Anzahl der Wochen ohne Preisänderung	1,11	54,77	104
lnPRig	…	+	–	log Anzahl der Wochen ohne Preisänderung	0,11	3,65	4,64
RelPreis	(+)	…	–	Preis des Produktes / Preis in der WG	0,24	1,00	13,0
LooP	–	–	…	Durchschnittliche Korrelation gegenüber allen Preisen in der WG	–0,73	0,18	0,85
Exogen	(2)	(3)	(4)		Min		Max
Preisaktionen	–	–	+	Summe derPreisaktionen vonProdukt i in Geschäft j.	0	4,730	81
P9an	+	+	–	Anteil der9er Preisendungen von Produkt i in Geschäft j	0	0,811	1
δ_Handelsmarke	+	–	+	Dummy (0;1)	0	0,027	1
δ_Bio	–	+	–	Dummy (0;1)	0	0,003	1
Umsatzanteil_ Geschäft	+	…	+/–	Anteil des Produkts i am Warengruppenabsatz im Geschäft j.	0,001	0,147	1
Umsatzanteil_ Gesamtmarkt	+	…	+/–	Anteil des Produkts i am Warengruppenabsatz im Sample.	0,00	0,042	0,402
δ_Supermarkt	–	+	+/–	Dummy (0;1)	0	0,343	1
δ_kleiner VM	–	+	+/–	Dummy (0;1)	0	0,273	1
δ_großer VM	–	+	+/–	Dummy (0;1)	0	0,246	1
δ_HU	+/–	+/–	+/–	Dummy (0;1)	–	–	–
δ_WGs	+/–	+/–	+/–	Dummy (0;1)	–	–	–

Quelle: Eigene Darstellung und Berechnung nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000 / 2001).

raus eine mögliche Voraussetzung für rigide Preise (siehe Borenstein / Shepard, 2002). Untersuchungen zur Preistransmission im Lebensmittelsektor für Milch und Butter zeigen, dass starke Marken eine insgesamt langsamere Preisanpassung an Kostenänderungen aufweisen (siehe Loy et al., 2012). Bei den Interaktionen zwischen den endogenen Variablen ist daher zu erwarten, dass

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Preisrigidität und Preisniveau sich positiv beeinflussen. Weiterhin folgt aus einer langsameren Anpassung an Kostenänderungen eine sinkende Marktintegration für die entsprechenden Produkte. Ein höheres Preisniveau lässt also auf eine sinkende Marktintegration schließen. Gerade in Warengruppen, in denen häufig Preisanpassungen stattfinden und wo von einem stärkeren Wettbewerb ausgegangen werden kann, sollte mit flexibleren Preisen gerechnet werden. Gerade Wettbewerbsfaktoren wie die Preispolitik der Konkurrenz haben einen deutlichen Einfluss auf die angewendeten Preissetzungsstrategien (siehe Bolton / Shankar, 2003); Shankar / Bolton, 2004). Daher gehen wir bei steigender Marktintegration des Produktes von einer abnehmenden Rigidität aus.

Die Intensität des Sonderangebotseinsatzes ist ein Indikator für die Wettbewerbsintensität im Markt. Dabei wird ein verstärkter Einsatz von Sonderangeboten eines Händlers mit einer aktiveren und aggressiveren Preispolitik durch die Wettbewerber beantwortet (siehe Shankar / Bolton, 2004; vgl. auch Hansen, 2006). Darüber hinaus zeigen Ergebnisse aus der Literatur, dass Produkte und Warengruppen, die häufig für Sonderangebotsaktionen ausgewählt werden, auch in ihren regulären Preisen häufiger an die Wettbewerbs- und damit Marktbedingungen angepasst werden (siehe Bolton / Shankar, 2003). Um die Preispolitik im jeweiligen Geschäft abzubilden wird daher die absolute Anzahl der Sonderangebote des Produktes in die Analyse aufgenommen (Preisaktionen). Wettbewerb sollte für weniger rigide und niedrigere Preise sowie für eine stärkere Marktintegration auf Produktebene sorgen.

Die Änderung von Produktpreisen erzeugt immer auch Auswirkungen auf der Nachfrageseite, die vor allem im Zusammenhang mit psychologischen Preisschwellen von Bedeutung bei der intertemporalen Preisgestaltung sind (vgl u. a. Möser, 2002; Herrmann et al., 2005; Weber, 2009; Levy et al., 2008). Gerade preissensitive Konsumenten können beim Überschreiten einer Preisschwelle ihren Konsum einschränken und so einen deutlichen Einfluss auf den Absatz des entsprechenden Produkts haben. Der Anteil der auf 9 endenden Preise (*P9an*) wird daher als Indikator für das Vorliegen von Preisschwellen in der Analyse berücksichtigt.[40] Liegt der aktuelle Preis an einer Preisschwelle, ist es bei nur leicht schwankenden Grenzkosten optimal, den Preis konstant zu halten, da die Grenzerlösfunktion hier einen diskontinuierlichen Bereich aufweist. Obwohl die Theorie der Preisschwellen, gerade auch im Hinblick auf Preissenkungen, einige Unzulänglichkeiten aufweist, hat sich in Umfragen gezeigt, dass die Theorie der Preisschwellen gerade im Einzelhandel von Bedeutung ist (Blinder et al., 1998, 175 ff.). Die steigende Bedeutung psychologischer Preise und das Vorhandensein von Preisschwellen füh-

[40] Im Zuge vorheriger Untersuchungen wurde vor allem ein signifikanter und hemmender Einfluss von auf 9 endenden Preisen auf die Rigidität festgestellt. Daher wurden in der vorliegenden Analyse lediglich solche Preisstellungen untersucht (siehe hierzu auch Schaper, 2010).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ren also zu einer höheren Rigidität der Preise und damit zu einem positiven Vorzeichen. Psychologische Preisschwellen können unabhängig vom Preisniveau breite Anwendung finden und aufgrund der erhöhten Rigidität wird auch die Marktintegration zurückgehen. Zusätzlich werden Dummy-Variablen in das Modell eingefügt. So wird unter anderem der unterschiedlichen Preisgestaltung bei Hersteller- und Handelsmarken (δ_Handelsmarke) Rechnung getragen (siehe Cotterill/Putsis, 2000; Schmedes, 2005; Volpe, 2010). Handelsmarken sind häufig in den unteren Preislagen der jeweiligen Warengruppen angesiedelt, um eine Alternative zu den Discountprodukten zu bieten. Hieraus ergibt sich, dass bei der Preissetzung eine Dauerniedrigpreisstrategie mit relativ seltenen Preisanpassungen verfolgt wird. Somit wird ein positives Vorzeichen erwartet. Die hier untersuchten Handelsmarken befinden sich im Preiseinstiegssegment, in dem vor allem die Super- und Verbrauchermärkte mit den Discountern im Wettbewerb stehen. Durch die rigideren Preise im Zuge einer EDLP-Strategie bei Handelsmarken sowie dem ausgeprägten Wettbewerb zwischen den Betriebstypen wird ein negatives Vorzeichen für die Marktintegration erwartet.

Für biologisch erzeugte Produkte sind Konsumenten bereit, einen Aufpreis zu bezahlen (δ_Bio) (siehe Latacz-Lohmann/Foster, 1997; Jones et al., 2001). Daher wird erwartet, dass sich auch Preisänderungen in diesem Segment leichter durchsetzen lassen. Aufgrund der höheren Kosten wird auch ein höheres Preisniveau erwartet. Es wird also ein negatives Vorzeichen bzgl. Rigidität und ein positives in Bezug auf das Preisniveau angenommen. Im Verhältnis zu den mehrheitlich konventionell erzeugten Produkten in den jeweiligen Warengruppen wird für die Marktintegration beziehungsweise den Preiszusammenhang ein negatives Vorzeichen erwartet.

Ferner soll überprüft werden, inwieweit die Konsumenten und ihr Einkaufsverhalten einen Einfluss auf die Preisanpassungen haben.[41] Hierzu werden die Marktanteile der Produkte über den Betrachtungszeitraum herangezogen, sowohl auf Geschäftsebene (Umsatzanteil_Geschäft) als auch auf Ebene des gesamten Samples (Umsatzanteil_Gesamtmarkt).[42] Der Marktanteil eines Produktes kann im LEH als Proxy-Variable für die Stärke der Marke herangezogen werden. Die Betrachtung des Umsatzanteils eines Produkts auf Geschäftsebene erlaubt zusätzlich eine Berücksichtigung starker regionaler Marken, die nur eine begrenzte nationale Distribution haben. Untersuchungen haben gezeigt, dass es innerhalb von Produktkategorien und Warengruppen verschiedenste Preis-

---

41 Für Untersuchungen, die sich mit dem Zusammenhang zwischen Markentreue und der Preisgestaltung, vor allem im Zusammenhang mit dem Einsatz von Sonderangeboten, beschäftigen siehe u. a. Raju et al. (1990); Rao (1991) und Agrawal (1996).

42 Da die Korrelation zwischen dem relativen Preisniveau und dem Umsatzanteil nicht sonderlich stark ausgeprägt ist (r = –0,15 (0,06)), wurden diese Variablen in Gleichung (3) nicht berücksichtigt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

strategien gibt (siehe Hosken/Reiffen, 2004a). Daher wird als Hypothese erwartet, dass für wichtige Produkte, die auf lokaler sowie auf Ebene des gesamten Marktes eine starke Stellung bei den Konsumenten einnehmen, das Preisanpassungsverhalten verschieden ist gegenüber anderen Produkten. Aus dem Bereich des LEH haben Untersuchungen zu Milch und Butter gezeigt, dass starke Marken eher eine langsamere Anpassung an Kostenänderungen durchführen.[43] Daher wird ein positives Vorzeichen hinsichtlich der Rigidität erwartet. Darüber hinaus können keinen eindeutigen Vorzeichenerwartungen abgeleitet werden.

Für die verschiedenen Betriebstypen im Datensatz werden ebenfalls Dummy-Variablen in die Regressionsgleichung eingesetzt (δ_Supermarkt/_kleiner VM/_großer VM). Die unterschiedlichen Preispolitiken und -strategien sollten sich auch in der Anzahl der Preisänderungen niederschlagen (vgl. Kapitel 3.2).[44] Daher wird erwartet, dass in Supermärkten sowie kleinen und großen Verbrauchermärkten deutlich mehr Preisänderungen gefunden werden als in Discountern, die eher eine Dauerniedrigpreisstrategie anwenden und nur sehr begrenzt Sonderangebote einsetzen. Auch für das Preisniveau erwarten wir für diese Betriebstypen gegenüber den Discountern höhere Werte. Ferner sollten auch die Unterschiede zwischen den einzelnen Betriebstypen signifikant voneinander verschieden sein.

Ebenso sollte sich die Heterogenität der Warengruppen im Preisanpassungsverhalten wiederfinden (δ_WGs) (vgl. GfK/SAP, 2010). In Untersuchungen konnte gezeigt werden, dass sich die unterschiedliche Bedeutung beziehungsweise Wichtigkeit einzelner Gruppen für das gesamte Warensortiment unter anderem in der Preispolitik niederschlägt (vgl. Dhar et al., 2001). Daher wird für einige Warengruppen ein positiver Koeffizient, der einer aktiveren Preispolitik in der jeweiligen Warengruppe entspricht, und für andere ein negativer Koeffizient erwartet.

Zusätzlich wird mit Hilfe von Dummy-Variablen der Einfluss der Key-Accounts beziehungsweise der Handelsunternehmen auf das Preisanpassungsverhalten und die Preisrigidität berücksichtigt (δ_HU). Die deskriptiven Ergebnisse aus dem vorhergehenden Abschnitt, sowie die bisherige Evidenz lassen hier auf einige Unterschiede in der Preis(-anpassungs-)politik schließen (vgl. Hermann/Möser, 2005; Herrmann et al., 2005).

---

43 Siehe Loy et al (2012). Diese Ergebnisse werden ebenfalls in Studien zum Kraftstoff-Großhandel bestätigt, siehe hierzu Borenstein/Shepard (2002).

44 Für bisherige Ergebnisse siehe Herrmann et al. (2005). Für grundsätzliche Unterschiede der angewendeten Preisstrategien im LEH siehe auch Hoch et al. (1994) und Ellickson/Misra (2008).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Insgesamt ergeben sich folgende zu schätzende Regressionsgleichungen:

$$
\begin{aligned}
(2) \qquad lnPRig = {} & \beta_0+\beta_1 \cdot Preisaktionen+\beta_2 \cdot P9an+\beta_3 \cdot \delta_Handelsmarke+\beta_4 \cdot \delta_Bio \\
& + \beta_5 \cdot Umsatzanteil_Geschäft+\beta_6 \cdot Umsatzanteil_Gesamtmarkt \\
& + \beta_7 \cdot \delta_Supermarkt+\beta_8 \cdot \delta_kleiner\ VM+\beta_9 \cdot \delta_großer\ VM \\
& + \beta_{10} \cdot \delta_WG_1+\ldots+\beta x \cdot \delta_WG_{n-1}+\beta_K \cdot \delta_HU_1+\ldots+\beta j \cdot \delta_HU_{m-1} \\
& + \beta_P \cdot RelPrice+\beta_L \cdot LooP+u.
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
(3) \qquad RelPreis = {} & \beta_0+\beta_1 \cdot Preisaktionen+\beta_2 \cdot P9an+\beta_3 \cdot \delta_Handelsmarke+\beta_4 \cdot \delta_Bio \\
& + \beta_7 \cdot \delta_Supermarkt+\beta_8 \cdot \delta_kleiner\ VM+\beta_9 \cdot \delta_großer\ VM \\
& + \beta_{10} \cdot \delta_WG_1+\ldots+\beta x \cdot \delta_WG_{n-1}+\beta_K \cdot \delta_HU_1+\ldots+\beta j \cdot \delta_HU_{m-1} \\
& + \beta_R \cdot lnPRig+\beta_L \cdot LooP+u.
\end{aligned}
$$

$$
\begin{aligned}
(4) \qquad LooP = {} & \beta_0+\beta_1 \cdot Preisaktionen+\beta_2 \cdot P9an+\beta_3 \cdot \delta_Handelsmarke+\beta_4 \cdot \delta_Bio \\
& + \beta_5 \cdot Umsatzanteil_Geschäft+\beta_6 \cdot Umsatzanteil_Gesamtmarkt \\
& + \beta_7 \cdot \delta_Supermarkt+\beta_8 \cdot \delta_kleiner\ VM+\beta_9 \cdot \delta_großer\ VM \\
& + \beta_{10} \cdot \delta_WG_1+\ldots+\beta x \cdot \delta_WG_{n-1}+\beta_K \cdot \delta_HU_1+\ldots+\beta j \cdot \delta_HU_{m-1} \\
& + \beta_R \cdot lnPRig+\beta_P \cdot RelPrice+u.
\end{aligned}
$$

5. Empirische Ergebnisse

5.1 Ausmaß der Preisrigidität

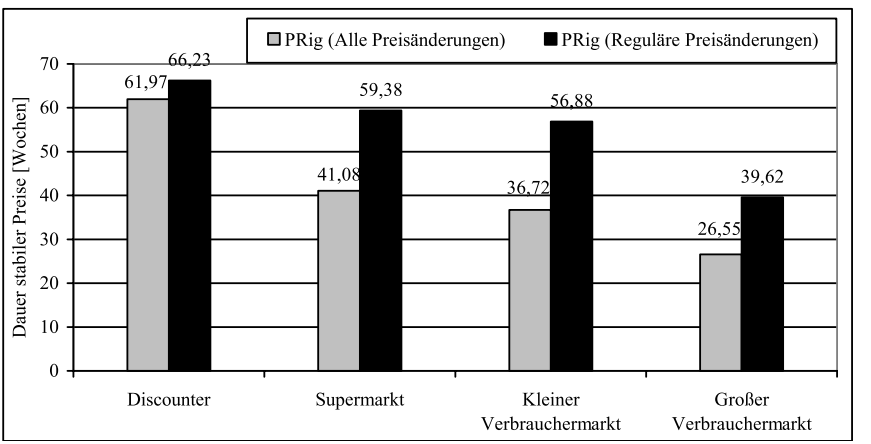
Discounter zeigen im Durchschnitt die rigidesten Preise. Im Mittel bleiben die Preise über eine Dauer von knapp 62 Wochen unverändert (siehe Abbildung 1). In Supermärkten und kleinen Verbrauchermärkten werden die Preise alle 41 Wochen beziehungsweise alle 37 Wochen geändert. Am häufigsten werden die Preise in großen Verbrauchermärkten angepasst. Die Unterschiede zwischen den einzelnen Betriebstypen sind sowohl bei der Betrachtung aller Preisänderungen, als auch bei ausschließlicher Betrachtung regulärer Preisanpassungen signifikant voneinander verschieden.[45] Allerdings verringert sich die Spannweite der Ergebnisse bei der letztgenannten Betrachtung. Die Reihenfolge ändert sich nicht. Die regulären Preise sind in großen Verbrauchermärkten am flexibelsten und in Discountern am rigidesten.[46] Durch die Analyse eines umfangreichen Warenkorbs werden die signifikanten Unterschiede im Preisanpassungsverhalten zwischen

[45] Für $\alpha = 0{,}001$. Die Signifikanz der Unterschiede zwischen der mittleren Dauer stabiler Preise wurde anhand des Mann-Whitney U-Tests untersucht, da nicht für alle Distributionskanäle die Normalverteilungshypothese bestätigt werden konnte.

[46] Auch eine Gewichtung in den einzelnen Warengruppen mittels der Ausgabenanteile aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe für Nahrungsmittel ändert die Ergebnisse nicht in qualitativer Hinsicht.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

den Betriebstypen, besonders zwischen Supermärkten und kleinen Verbrauchermärkten, deutlich. In den bisherigen Studien für den deutschen LEH konnten lediglich in Teilen signifikante Unterschiede zwischen den einzelnen Betriebstypen festgestellt werden (vgl. Anders/Weber, 2007; Herrmann et al., 2005). Insgesamt liegen die hier gemessenen Werte für die Dauer konstanter Preise deutlich über den bisherigen Ergebnissen. Selbst bei der Betrachtung des Medians liegen die Werte in der hier durchgeführten Untersuchung mit 52 Wochen für Discounter, Supermarkt und kleinem Verbrauchermarkt und 26 Wochen für große Verbrauchermärkte immer noch deutlich höher.[47]



Quelle: Eigene Darstellung nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

Abbildung 1: Durchschnittliche Dauer stabiler Preise in den Betriebstypen.

Die vorhergehenden Ergebnisse spiegeln sich auch auf der Ebene der verschiedenen Handelsketten wider. Die Rangfolge der Betriebstypen hinsichtlich des Ausmaßes der Rigiditäten bleibt dabei grundsätzlich erhalten. Allerdings weisen die Werte in den jeweiligen Handelsunternehmen ein anderes Niveau auf. Signifikante Unterschiede zwischen den Handelsunternehmen lassen sich jeweils zwischen den Discountern und den großen Verbrauchermärkten feststellen. Das Ausmaß der Preisrigidität ist also abhängig von der Ausgestaltung der Preispolitik der Handelskette für den jeweiligen Betriebstyp.

Auf Ebene der Warengruppen zeigt sich die Ausdifferenzierung der Preispolitik über das Sortiment (siehe Tabelle A-1 im Anhang). Die regulären Preise werden vor allem bei Kaffee (gemahlen), H-Milch und Brühwürstchen am häu-

[47] Herrmann et al. (2005) geben die Dauer konstanter Preise im Median für Discounter mit 37,5, für Supermärkte mit 13,2, für kleine Verbrauchermärkte mit 11,1 sowie 9,0 Wochen für große Verbrauchermärkte an.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

figsten angepasst. Dies zeigt sich so auch annähernd in den einzelnen Betriebstypen. Die Rigidität in diesen Warengruppen liegt übergreifend unter dem Durchschnitt der jeweiligen Betriebstypen. Besonders starre Preise finden sich demgegenüber in den Warengruppen Senf, Speiseeis sowie Nuss- und Schokoladencreme. Die ermittelten Werte liegen hier deutlich über den jeweils angegebenen Durchschnittswerten für die Betriebstypen.

Um die Gemeinsamkeiten im Preisanpassungsverhalten zwischen den Betriebstypen zu prüfen, wird eine Rangkorrelationsanalyse über die Warengruppen durchgeführt (vgl. Tabelle A-2). Dabei lassen sich signifikant positive Beziehungen hinsichtlich der Dauer konstanter Preise in den Warengruppen zwischen den einzelnen Betriebstypen identifizieren. Das Preisanpassungsverhalten ist also über die verschiedenen Warengruppen hinweg relativ ähnlich.[48] Die Korrelationskoeffizienten für die Beziehung zwischen Discountern und anderen Betriebstypen liegen unterhalb aller anderen. Die Ausrichtung der Preispolitik in Discountmärkten unterscheidet sich also stärker als die der anderen Betriebstypen untereinander. Bei ausschließlicher Betrachtung der regulären Preisanpassungen liegen die Koeffizienten insgesamt über den Koeffizienten auf Basis aller Preisänderungen. Dies lässt sich durch den Einsatz unterschiedlicher Sonderangebotspolitiken erklären, die sowohl in den Betriebstypen als auch den Handelsketten angewendet werden. Die teilweise sehr hohen Korrelationskoeffizienten ($r_s > 0{,}9$) gerade zwischen den Betriebstypen Supermarkt, kleiner und großer Verbrauchermarkt weisen ebenfalls darauf hin, dass eine aktive Preispolitik in den gleichen Teilbereichen des Warensortiments durchgeführt wird.

Die bei den Einzelprodukten gemessenen Rigiditäten weisen im Verhältnis zu den jeweiligen Warengruppen teilweise deutliche Unterschiede auf. Anhand einzelner Produkte können daher nur sehr eingeschränkt Aussagen über die Preisgestaltung in der jeweiligen Warengruppe gemacht werden. Der Marktführer in der Warengruppe Nuss- & Schokoladencremes „Nutella“ hat beispielsweise deutlich flexiblere Preise als die Warengruppe insgesamt. Neben den Unterschieden in der Preisgestaltung der Warengruppen ist also auch die Bedeutung der Produkte innerhalb der jeweiligen Warengruppe für die Ausgestaltung der aktiven Preispolitik wichtig. Für die ausgeprägteren Rigiditäten gegenüber den vorhergehenden Untersuchungen, scheint also hauptsächlich die Produktauswahl verantwortlich zu sein. Während Herrmann et al. (2005) sich auf 20 einzelne umsatzstarke Markenprodukte aus dem Bereich der „Frühstücksprodukte“ konzentrieren, analysieren wir ein breiteres und tieferes Warensortiment.

Die Ergebnisse zeigen insgesamt, dass die häufig im Preis angepassten Warengruppen betriebstypenübergreifend relativ identisch sind. Besonders bei Gütern des täglichen Bedarfs, wie beispielsweise Kaffee, H-Milch und Wurstwaren, werden Produkte von den Konsumenten als Eckartikel wahrgenommen

48 Ähnliche Ergebnisse zeigen sich bei der identischen Analyse über die einzelnen Handelsunternehmen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

und stehen im besonderen Fokus der Preiswahrnehmung (Simon/Fassnacht, 2009, 479). Eckartikel und ihre Preisgestaltung tragen in besonderem Maße dazu bei, die Wahrnehmung des Preisimages von Geschäftsstätten zu beeinflussen. Sie haben starken Einfluss auf die Bewertung der Preisgünstigkeit von Einzelhändlern und sind daher von besonderer Bedeutung im Rahmen der Preispolitik.[49] Weiterhin wird der Einfluss der Frequenz der Daten deutlich. Die gefundenen Ergebnisse zeigen, dass die Flexibilität auf der Ebene des LEH nur schlecht mit Daten auf monatlicher Basis erfasst werden kann. Eine Untersuchung für den Zeitraum 1998–2003 ermittelt Werte für die mittlere Dauer von Preisen von mehreren Monaten (Hoffmann/Kurz-Kim, 2006). Für einen Liter Milch wird eine mittlere Dauer konstanter Preise von über 15 Monaten errechnet. Für 500g Kaffee und Rindfleisch werden über 22 Monate ermittelt. Diese Werte liegen deutlich höher als die hier ermittelten Werte.

5.2 Bestimmungsgründe der Preisrigidität

Die Ergebnisse der Regressionen zeigen, dass die Preisrigidität besonders bei Produkten aus den unteren Preislagen besonders ausgeprägt ist. Preisanpassungen und damit auch der Preiswettbewerb finden besonders bei den hochpreisigen Produkten statt (siehe Spalte (2) in Tabelle 6). Rigidität insgesamt geht mit einer verringerten Marktintegration (LooP) einher. Die Preisänderungen rigider Produkte sind demnach nicht so hoch mit den Preisbewegungen der übrigen Produkte in der jeweiligen Warengruppe korreliert. Dieses Ergebnis spiegelt sich auch in der Variablen *Preisaktionen* wider. Produkte, die häufiger für Sonderangebote ausgewählt werden, zeigen eine signifikant niedrigere Rigidität der regulären Produktpreise und haben ein eher höheres Preisniveau. Dies bestätigt die deskriptiven Ergebnisse aus dem vorhergehenden Abschnitt. Darüber hinaus zeigt dieses Ergebnis, dass nicht die Sonderangebote für eine gesteigerte Flexibilität dieser Produkte verantwortlich sind, sondern sie stehen insgesamt mehr im Fokus des Preiswettbewerbs im deutschen LEH. Daher weisen diese Produkte auch eine geringere Marktintegration in ihrer Warengruppe auf (siehe Spalte (4) in Tabelle 6).

Die exogene Variable für den Anteil der auf 9 endenden Preisstellungen (P9an) weist einen positiven Koeffizienten auf. Mit steigender Bedeutung dieser Preisstellungen für Produkt $_i$ im Geschäft $_j$ sinkt also die Flexibilität der Preise. Hieraus lässt sich ein Einfluss von Preisschwellen auf das Preissetzungsverhalten ableiten und die bisherige Evidenz wird bestätigt.[50] Auf 9 en-

[49] Vgl. Müller (2003, 185–193); Simon/Fassnacht (2009, 477–480). Für ähnliche Ergebnisse im amerikanischen LEH siehe Dhar et al. (2001); Bolton/Shankar (2003); Hosken/Reifen (2004b).

[50] Vgl. auch Fengler/Winter (2001); Herrmann et al. (2005); Hermann/Möser (2006); Levy et al. (2008).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dende Preise sind ubiquitär im deutschen LEH vertreten und werden in allen Preislagen eingesetzt (siehe Spalte (3) in Tabelle 6) (vgl. auch Macé, 2012). Die Preisschwellen wirken allerdings hemmend auf die Marktintegration (LooP).

Tabelle 6

Schätzergebnisse der Regressionen (2), (3), (4)

Abhängige Variablen	**LnPRig**	**RelPrice**	**LooP**
Unabhängige Variablen	**(2)**	**(3)**	**(4)**
Konstante	3,694 *** (0,632)[a]	1,117 *** (0,038)[a]	0,757 *** (0,017)[a]
LnPRig	–	–0,026 *** (0,004)	–0,059 *** (0,002)
RelPrice	–0,087 *** (0,016)	–	0,033 *** (0,004)
LooP	–0,905 *** (0,031)	0,151 *** (0,017)	–
Preisaktionen	–0,032 *** (0,001)	0,006*** (0,000)	–0,005 *** (0,000)
P9an	0,715 *** (0,034)	–0,004 (0,021)	–0,043 *** (0,007)
δ_Handelsmarke	0,153 *** (0,037)	–0,266 *** (0,014)	–0,043 *** (0,009)
δ_Bio	–0,331 * (0,184)	0,377 *** (0,014)	–0,007 (0,032)
Umsatzanteil_Geschäft	–0,209 *** (0,044)	–	0,001 (0,012)
Umsatzanteil_Gesamt	–1,609 *** (0,136)	–	0,094 ** (0,035)
δ_Supermarkt	–0,065 *** (0,020)	0,109 *** (0,012)	–0,038 *** (0,006)
δ_kleiner VM	–0,179 *** (0,023)	0,077 *** (0.014)	–0.039 *** (0,006)
δ_großer VM	–0,467 *** (0,026)	0,031 ** (0,015)	–0,053 *** (0,007)
N	14925	14925	14925
R^2	0,38	0,09	0,49

Anmerkung: *, **, *** signifikant auf dem 90%-, 95%-, 99%-Niveau. Standardfehler in Klammern. [a]) Anhand des Breusch-Pagan Tests wurde die Annahme konstanter Varianz der Fehlerterme auf dem 99%-Niveau abgelehnt. Daher wurden in Stata heteroskedastizitätskonsistente Standardfehler nach Davidson und MacKinnon berechnet.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Handelspanel der MaDaKom GmbH (2000/2001).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Handelsmarken (δ_Handelsmarke) weisen gegenüber Herstellermarken eine rigidere Preispolitik auf. Sie werden im Vergleich zu Herstellermarken seltener in ihren regulären Preisstellungen angepasst. Hier haben sich die bisherigen Ergebnisse bei Produkten aus der Warengruppe Speiseöle bestätigt, die ebenfalls rigidere Preise für Handelsmarken ermitteln (siehe Herrmann et al., 2005; Slade, 1998). Im Gegensatz dazu stehen Ergebnisse für die Warengruppe der Hart- und Schnittkäse, wo ein signifikant höherer Anteil regulärer Preisänderungen für Handelsmarken nachgewiesen wird (siehe Weber, 2009). Diese Produktgruppe wurde hier nicht untersucht. Allerdings erscheint die vorliegende Analyse aufgrund der breiteren Warengruppenauswahl repräsentativer für den deutschen LEH zu sein. Die drei Regressionsergebnisse sind konsistent mit den deskriptiven Ergebnissen der vorhergehenden Abschnitte. Die eingesetzten Dauerniedrigpreisstrategien der Handelsmarken führen also zu konstanteren Preisen, die eine geringere Korrelation zu den Preisbewegungen innerhalb der jeweiligen Warengruppen aufweisen und ermöglichen den Wettbewerb mit den Discountern bei den Einstiegspreislagen.

Biologisch erzeugte Produkte (δ_Bio) weisen ein signifikant höheres Preisniveau auf und werden häufiger in ihren Preisen angepasst als konventionell erzeugte Produkte. Diese Ergebnisse bestätigen die eingangs formulierten Hypothesen. Darüber hinaus hat die Erzeugung keinen signifikanten Einfluss auf die Marktintegration. Das heißt, es wirken auch hier die gleichen Faktoren wie bei konventionellen Produkten.

Entgegen der Erwartung weisen umsatzstarke Produkte (Umsatzanteil_Gesamt bzw. Umsatzanteil_Geschäft) eine höhere Flexibilität auf. Starke Marken werden häufiger in ihrem regulären Preis angepasst. Diese Produkte haben eine hohe Bedeutung sowohl für die Einzelhändler als auch für die Handelsketten und werden schneller an die Marktbedingungen angepasst. Der Fokus der Preispolitik scheint auch hier auf wichtigen Eckartikeln und von den Verbrauchern geschätzten Produkten zu liegen. Gerade bei auf dem Gesamtmarkt starken Marken ist der Wettbewerb um die Kunden besonders ausgeprägt.

Die Unterschiede zwischen den Betriebstypen sind signifikant (vgl. Abschnitt 5.1). So ist die Anzahl regulärer Preisänderungen in Supermärkten sowie in kleinen und großen Verbrauchermärkten jeweils höher als in Discountern. Die Dauer konstanter Preise in den Betriebstypen ist jeweils signifikant voneinander verschieden.[51] Darüber hinaus zeigt sich, dass das Preisniveau im Discounter unterhalb der Supermärkte und den Verbrauchmärkten liegt (siehe Spalte (3) in Tabelle 6). Hier bestätigen sich die Ergebnisse aus den vorhergehenden Kapiteln.

Das Preisanpassungsverhalten variiert ebenfalls über die verschiedenen Warengruppen hinweg.[52] Einige der betrachteten Warengruppen (Quarkspeise, Kaf-

[51] Mit $\alpha = 0{,}05$. Die Schätzer wurden mit Hilfe des Wald-Tests verglichen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fee (gemahlen), Butter und Bier) weisen einerseits flexiblere Preise gegenüber den Referenzgruppen auf. Auf der anderen Seite zeigen sich auch signifikant rigidere Preise in ausgewählten Warengruppen (Eis, Müsli, Nudeln, Kartoffelerzeugnisse, Schokoladencreme, Senf und Schokolade).

Insgesamt spiegeln die Ergebnisse die sehr heterogene Preisgestaltung über das untersuchte Warensortiment wider. Eine flexible Preisgestaltung findet vor allem in einem umsatzstarken und für die Kunden besonders relevanten Teil des Sortiments statt. Besonders Grundnahrungsmittel, wie Fleisch- und Milchprodukte, Kaffee aber auch Convenience- und Snackartikel weisen eine flexible Preispolitik auf.[53] Damit werden die Ergebnisse aus dem vorhergehenden Abschnitt bestätigt, wonach sich die aktive Preispolitik auf ausgewählte Bereiche des Warensortiments konzentriert. Signifikante Unterschiede fanden sich bei den Handelsunternehmen lediglich bei Handelskette 2. Die Preise waren hier rigider, obgleich im Datensatz keine Discounter in Kette 2 vertreten waren.

6. Fazit

In der vorliegenden Arbeit wird die Preisrigidität im deutschen LEH unter Nicht-Berücksichtigung sonderangebotsinduzierter Preisänderungen betrachtet. Dabei variiert das Ausmaß der Rigidität signifikant zwischen den betrachteten Betriebstypen und den Handelsketten des LEHs. Durch die Verwendung wöchentlicher Preisdaten und die explizite Unterscheidung verschiedener Arten von Preisänderungen wird der zugrunde liegende Preisanpassungsprozess auf Produktebene untersucht. Die Analyse eines 20 Warengruppen umfassenden Sortiments ermöglicht es, die Unterschiede in der Preisgestaltung deutlich herauszuarbeiten und signifikante Unterschiede festzustellen. Discounter weisen ausgeprägte Rigiditäten auf und verfolgen auf Geschäftsebene eine Dauerniedrigpreisstrategie (EDLP). Im Gegensatz dazu werden in großen Verbrauchermärkten Preise flexibel angepasst. Dazwischen liegen die Supermärkte und kleinen Verbrauchermärkte. Insbesondere die signifikanten Unterschiede zwischen Supermärkten und kleinen Verbrauchermärkten erweitern die bisherige Evidenz für den deutschen LEH. Die Ausgestaltung der Preisrigidität in den einzelnen Betriebstypen der Handelsketten variiert dagegen deutlich und signi-

---

52 Um die Lesbarkeit der Ergebnisstabelle zu erhöhen, wurde auf eine Präsentation der Koeffizienten für die Warengruppen und Handelsketten verzichtet.

53 Zwar kam es in den Jahren 2006–2008 zu Preisabsprachen bei führenden Süßwarenherstellern, allerdings gibt es derzeit keine Hinweise, dass es bereits in den Jahren 2000 und 2001 zu ähnlichen Absprachen kam (BkartA, 2013). Ähnliches gilt für die Warengruppe Kaffee (gemahlen). Abgesprochene Preiserhöhungen wurden hier erst ab dem Jahr 2003 festgestellt (BkartA, 2010). Durch einen Ausschluss der Warengruppen Schokolade und Kaffee(gemahlen) ändern sich die hier gefundenen Ergebnisse allerdings nicht qualitativ.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

fikant. Die Betriebstypen weisen allerdings Gemeinsamkeiten in der Preispolitik auf, die zwischen den jeweiligen Handelsunternehmen noch variiert.

Auf Warengruppen- und vor allem auf Produktebene lassen sich zusätzlich einige geschäftsübergreifende Gemeinsamkeiten und Muster identifizieren. Bisherige Studien haben vor allem Einzelprodukte verschiedener Warengruppen oder eine einzelne Warengruppe isoliert betrachtet. Es kann allerdings gezeigt werden, dass sich nur schwer Aussagen über die gesamte Warengruppe anhand einzelner Produkte treffen lassen. Hierbei kommt es vor allem auf die Bedeutung der Warengruppe und des Produkts im Sortiment des Händlers an. Die Ergebnisse der Regressionsanalyse zeigen darüber hinaus, dass Preisanpassungen, unabhängig von Produktattributen (biologische oder konventionelle Erzeugung, Handels- oder Herstellermarke), der Ausgestaltung der Preissetzung (Preisaktionen, 9er-Preisendungen) und dem Betriebstyp, hauptsächlich im Hochpreissegment sowie bei den umsatzstarken Produkten durchgeführt werden. Dabei werden die genannten Produkte nicht nur in ihren regulären Preisen flexibler an die Marktbedingungen angepasst, sondern auch für Preisaktionen häufiger genutzt. Der (Preis-)Wettbewerb im deutschen LEH findet also vornehmlich über einen ausgewählten Teil der Produkte (Eckartikel) und Warengruppen statt, die im Fokus der Konsumenten stehen und das Preisimage der Geschäfte prägen.

Eindeutige Ergebnisse finden sich ebenfalls für die Gruppe der Handelsmarken. Neben einem geringeren Einsatz von Sonderangeboten weisen Handelsmarken auch eine höhere Rigidität im Vergleich zu Herstellermarken auf. Sie werden seltener für Preisaktionen eingesetzt und finden sich im untersuchten Zeitraum hauptsächlich in den unteren Preislagen. Ihre Marktintegration ist geringer und sie können als Instrument des Handels im Wettbewerb mit den Discountern und ihrer Dauerniedrigpreisstrategie angesehen werden. Es wird deutlich, dass einzelne Produkte oder Warengruppen nicht isoliert betrachtet werden können, um die komplexen Preisanpassungsprozesse zu analysieren. Insgesamt erscheint das Auftreten rigider Preise auf Produktebene als Folge der aktiven Umsetzung der jeweiligen Preisstrategie. Dabei signalisieren die Geschäfte eine übergeordnete Preisstrategie bzw. ein Preisimage (EDLP vs. HiLo), dass auf Produktebene zusätzlich durch eine differenzierte Preissetzung flankiert wird. Diese geschäftsübergreifende Fokussierung aktiver Preispolitik auf einen kleinen Teil des Produkt- und Warensortiments kann als Indiz für den ausgeprägten Wettbewerb innerhalb des deutschen LEHs gewertet werden. Im Wettbewerb um den Kunden werden Preisänderungen bei für den Konsumenten bekannten und wichtigen Produkten durchgeführt. Sie werden, wie hier gezeigt, auch häufiger für Preisaktionen ausgewählt und weisen eine höhere Marktintegration auf. Unter dem Einfluss des Wettbewerbs führt dies zu einer langfristigen Angleichung der Preissetzungsstrategien unter den Geschäften und Unternehmen. Insgesamt ergibt sich hieraus eine indirekte Bestätigung der Theorie des Koordinationsversagens. Preisänderungen werden für den Bereich der Eckprodukte

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zügig durchgeführt und die Unternehmen können davon ausgehen, dass die Konkurrenten mitziehen, da geschäftsübergreifend ein identisches Preisanpassungsverhalten durchgeführt wird. Die Produkte und Warengruppen, die hingegen nicht im Fokus stehen oder für die eine explizit andere Preisstrategie verfolgt wird (Handelsmarken), werden seltener in ihren Preisen angepasst. Die aktive Umsetzung der gewählten Preisstrategie scheint eine der Hauptdeterminanten hinsichtlich der Rigidität von Produktpreisen im deutschen LEH zu sein.

Die Untersuchung ausgewählter Warengruppen in ihrer Tiefe ist auch ein Bereich für die weitere Forschung. Um die Ausgestaltung und Abstufungen im Preisanpassungsverhalten von Handelsunternehmen zu analysieren, scheint es auf Basis der hier gewonnen Erkenntnisse sinnvoll, Warengruppen als Ganzes zu erfassen und zu betrachten. Darüber hinaus sollte die Verwendung dynamischer Analysemethoden weitergehende Erkenntnisse ermöglichen und den komplexen Preisanpassungsprozess besser abbilden beziehungsweise erfassen.

Literatur

Agrawal, D. (1996): Effect of Brand Loyalty on Advertising and Trade Promotions: A Game Theoretic Analysis with Empirical Evidence, Marketing Science 15 (1), 86–108.

Alves, S. A. L./*Bugarin,* M. N. S. (2006): The Role of Consumer's Risk Aversion on Price Rigidity, Banco Central Do Brasil Working Paper Series 121. http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps121.pdf.

Anders, S./*Weber*, S. (2005): Preisrigiditäten und Marktmacht im Lebensmitteleinzelhandel, in: Hagedorn, K. (Hrsg.), Umwelt- und Produktqualität im Agrarbereich. 44. Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., 303–311.

Anders, S./*Weber*, S. (2007): Price Rigidity and Market Power in German Retailing, Managerial Decision Economics 28, 737–749.

Aucremanne, L./*Dhyne*, E. (2004): How Frequently Do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI, European Central Bank Working Paper Series No. 331.

Ball, L./*Mankiw*, G. N. (1994): Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, The Economic Journal 104 (March), 247–261.

Ball, L./*Romer*, D. (1991): Sticky Prices as Coordination Failure, The American Economic Review 8 (3), 539–552.

Berck, P./*Perloff*, J. M./*Brown*, J./*Villas-Boas*, S. B. (2007): Sales: Tests of Theories on Casuality and Timing, CUDARE Working Papers, Paper 1031.

Blinder, A. S./*Canetti*, E. R. D./*Lebow*, D. E./*Rudd*, J. B. (1998): Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness, New York.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Bolton, R. N. / *Shankar*, V. (2003): An empirically derived taxonomy of retailer pricing and promotion strategies, Journal of Retailing 79, 213 – 224.

Borenstein, S. / *Shepard*, A. (2002): Sticky Prices, Inventories, and Market Shares in Wholesale Gasoline Markets, Rand Journal of Economics 33 (1), 166 – 139.

Buckle, R. A. / *Carlson*, J. A. (2000): Menu Costs Firm Size and Price Rigidity, Economic Letters 66, 59 – 63.

Bundeskartellamt (*BKartA*) (2010): Bußgeldverfahren gegen Kaffeeröster wegen Preisabsprachen, Fallbericht vom 14. 01. 2010.

Bundeskartellamt (*BKartA*) (2011): BKartA startet Marktermittlungen im Rahmen der Sektoruntersuchung, Pressemitteilung vom 16. 09. 2011.

Bundeskartellamt (*BKartA*) (2013): BKartA verhängt Bußgelder gegen Süßwarenhersteller von über 60 Mio. Euro, Pressemitteilung vom 31. 01. 2013.

Carlson, J. A. (1992): Some Evidence on Lump Sum versus Convex Costs of Changing Prices, Economic Inquiry 30, 322 – 331.

Carlton, D. W. (1986): The Rigidity of Prices, The American Economic Review 76 (4), 637 – 658.

Carlton, D. W. / *Perloff*, J. M. (1994): Modern Industrial Organization, New York.

Cassino, V. (1995): Menu Costs – A Review of the Literature, Discussion Paper G95 / 1, Reserve Bank of New Zealand.

Cotterill, R. W. / *Putsis*, W. P. Jr. (2000): Market Share and Price Setting Behaviour for Private Labels and National Brands, Review of Industrial Organization 17, 17 – 39.

Deutsche Bundesbank (Hrsg.) (2005): Monatsbericht Dezember 2005, http://www.bundes bank.de/download/volkswirtschaft/monatsberichte/2005/200512mb_bbk.pdf.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.) (2011): Konzentration im Lebensmitteleinzelhandel: Hersteller sitzen am kürzeren Hebel, Wochenbericht des DIW Berlin, Nr. 13 / 2011, www.diw.de.

Dhar, S. K. / *Hoch*, S. J. / *Kumar*, N. (2001): Effective Category Management Depends on the Role of the Category, Journal of Retailing 77 (2), 165 – 184.

Dhyne, E. / *Álvarez*, L. J. / *Le Bihan*, H. / *Veronese*, G. / *Dias*, D. / *Hoffmann*, J. / *Jonker,* N. / *Lünnemann*, P. / *Rumler*, F. / *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 20 (2) (Spring), 171 – 192.

Dutta, S. / *Bergen*, M. / *Levy*, D. / *Venable*, R. (1999): Menu Costs, Posted Prices, and Multiproduct retailers, in: Journal of Money, Credit and Banking 31 (4), 683 – 703.

Dutta, S. / *Bergen*, M. / *Levy*, D. (2002): Price Flexibility in Channels of Distribution: Evidence from Scanner Data, Journal of Economic Dynamics and Control 26, 1845 – 1900.

Eichenbaum, M. / *Jaimovich*, N. / *Rebelo*, S. (2011): Reference Prices, Costs and Nominal Rigidities, American Economic Review 101, 234 – 262.

Ellickson, P. B. / *Misra*, S. (2008): Supermarket Pricing Strategies, Marketing Science 27 (5), 811 – 828.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Ellis, C. (2009): Do Supermarket Prices Change from Week to Week?, Bank of England Working Paper No. 387.

Fabiani, S. / *Gattulli*, A. / *Sabbatini*, R. / *Veronese*, G. (2006): Consumer Price Setting in Italy, Giornale degli Economisti e Annali di Economia 65 (1), 31 – 74.

Fengler, M. / *Winter*, J. (2001): Price-Setting and Price-Adjustment Behavior for Fast-Moving Consumer Goods, ZUMA-Nachrichten Spezial Band 7, 95 – 113.

Gesellschaft für Konsumforschung (*GfK*) (2012): GfK Consumer Scan 01 / 2012 – Verbraucher sind „gesättigt". http://www.gfkps.com.

GfK / SAP (2010): Preisoptimierung im deutschen Lebensmittleinzelhandel – Von einer Wettbewerbs- zur Kundenorientierten Preisfindung. http://www.sap-nah-am-kunden.de/.

GS1 Germany (2008): Neuer Name: EAN heißt demnächst GTIN, Pressemitteilung vom 25. 07. 2008. http://www.gs1-germany.de/content/presse/pressearchiv/2008/.

Guimaraes, B. / *Sheedy*, K. D. (2008): Sales and monetary Policy, CEPR Discussion Paper 6940.

Hall, S. / *Walsh*, M. / *Yates*, A. (1997): How do UK Companies Set Prices?, Bank of England Working Paper No. 67.

Hall, S. / *Walsh*, M. / *Yates*, A. (2000): Are UK Companies' Prices Sticky, Oxford Economic Papers 52, 425 – 446.

Hansen, K. (2006): Sonderangebote im Lebensmitteleinzelhandel: Eine empirische Analyse für Deutschland, Göttingen.

Herrmann, R. / *Möser*, A. (2002): Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten, Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 68, Giessen.

Herrmann, R. / *Möser*, A. (2003): Price Variability or Rigidity in the Food-Retailing Sector? Theoretical Analysis and Evidence from German Scanner Data, Contributed Paper for the 25th International Conference of the International Association of Agricultural Economists, Durban, South Africa, 16 – 22 August, 2003.

Herrmann, R. / *Möser*, A. (2006): Do Psychological Prices Contribute to Price Rigidity? Evidence from German Scanner Data on Food Brands, Agribusiness 22 (1), 51 – 67.

Herrmann, R. / *Möser*, A. / *Weber*, S. (2005): Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes, in: Journal of Agricultural & Food Industrial Organization 3 (1), 1 – 34.

Hoch, S. J. / *Dreze*, X. / *Purk*, M. E. (1994): EDLP, Hi-Lo, and Margin Arithmetic, Journal of Marketing 58, 16 – 29.

Hoffmann, J. / *Kurz-Kim*, J.-R. (2006): Consumer Price Adjustment under the Microscope – Germany in a Period of low Inflation, European Central Bank Working Paper Series Nr: 652.

Holm, T. / *Steinhagen*, C. / *Loy*, J.-P. (2010): Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels, Vortrag anlässlich der 50. Jahrestagung der GEWISOLA, Braunschweig, 29. 09. – 01. 10. 2010.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Hosken, D. / *Reiffen*, D. (2001): Multiproduct Retailers and the Sale Phenomenon, in: Agribusiness 17 (1), 115 – 137.

Hosken, D. / *Reiffen*, D. (2004a): How Retailers Determine Which Products Should Go on Sale: Evidence From Store-Level Data, Journal of Consumer Policy 27, 141 – 177.

International Coffe Organisation (*ICO*) (Hrsg.) (2013): ICO Indicator Prices, www.ico.org/coffee_prices.asp.

Johann Heinrich von Thünen-Institut (Hrsg.) (2011): Erzeugeranteil an den Nahrungsmittelausgaben in Deutschland erneut gestiegen, www.ti.bund.de.

Jones, P. / *Clarke-Hill*, C. / *Shears*, P. / *Hillier*, D. (2001): Retailing Organic Foods, British Food Journal 103 (5), 358 – 365.

Kashyap, A. K. (1995): Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs, The Quarterly Journal of Economics 110 (1), 245 – 274.

Kehoe, P. J. / *Midrigan*, V. (2007): Sales and the Real Effects of Monetary Policy, Working Paper 652, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Klenow, P. J. / *Malin*, B. A. (2010): Microeconomic Evidence on Price-Setting, NBER Working Paper No. 15826.

Latacz-Lohmann, U. / *Foster*, C. (1997): From „Niche“ to „Mainstream“ – Strategies for marketing organic food in Germany and the UK, British Food Journal 99 (8), 275 – 282.

Levy, D. / *Bergen*, M. / *Dutta*, S. / *Venable*, R. (1997): The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains, The Quarterly Journal of Economics 112 (3), 791 – 825.

Levy, D. / *Lee*, D. / *Chen*, A. / *Kauffman*, R. / *Bergen*, M. (2008): Price Points and Price Rigidity, Law and Economics Research Paper 08-34, http://ssrn.com/abstract=1287157.

Loy, J.-P. / *Holm*, T. / *Steinhagen*, C. (2012): Vertical Price Transmission in Differentiated Product Markets: A Disaggregated Study for Milk and Butter, Agricultural and Applied Economics Association, 2012 Annual Meeting, August 12 – 14, 2012, Seattle, Washington.

Loy, J.-P. / *Steinhagen*, C. (2009): Preissenkung und Kompensation auf dem EU-Milchmarkt, Agrarwirtschaft – Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Marktforschung und Agrarpolitik, Jahrgang 58 (5 / 6), 259 – 268.

Loy, J.-P. / *Weaver*, R. D. (2002): Food Retail Sales (Pricing): Theory and Empirical Evidence for German Grocery Stores, Agricultural and Applied Economics Association, 2002 Annual Meeting, July 28 – 31, 2002, Long Beach, California.

Macé, S. (2012): The Impact and Determinants of Nine-Ending Pricing in Grocery Retailing, Journal of Retailing 88, 115 – 130.

MaDaKom GmbH (2001a): Datenservice – Ein Überblick, MaDaKom GmbH, Köln.

MaDaKom GmbH (2001b): Scanningpanel. Informationen zum Rohdatenservice, MaDaKom GmbH, Köln.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Monkel, E. / *Petzel*, T. (1984): Market Integration: An Application to International Trade in Cotton, American Journal of Agricultural Economics 66 (4), 481 – 487.

Monopolkommission (2012): Wettbewerb und Nachfragemacht im Lebensmitteleinzelhandel, in: Neunzehntes Hauptgutachten der Monopolkommission 2010 / 2011.

Möser, A. (2002): Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel: Theorie und empirische Tests, Frankfurt am Main.

Müller, I. (2003): Die Entstehung von Preisimages im Handel – Eine theoretische und empirische Analyse, Nürnberg.

Murmann, Ch. (2013): Rewe für Preisabsprachen bestraft, in: Lebensmittelzeitung, Nr. 20, vom 17. 05. 2013.

Nakamura, E. / *Steinsson*, J. (2008): Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models, Quarterly Journal of Economics, November 2008, S. 1415 – 1462.

Owen, A. / *Trepacz*, D. (2002): Menu Costs, Firm Strategy, and Price Rigidity, Economic Letters 76, 345 – 349.

Peltzman, S. (2000): Prices Rise Faster than They Fall, The Journal of Political Economy 103 (3), 466 – 502.

Powers, E. K. / *Powers*, N. J. (2001): The Size and Frequency of Price Changes: Evidence from Grocery Stores, Review of Industrial Organization 18, 397 – 416.

Raju, J. S. / *Srinivasan*, V. / *Lal*, R. (1990): The Effects of Brand Loyalty on Competitive Promotional Strategies, Management Science 36 (3), 276 – 304.

Rao, R. C. (1991): Pricing and Promotion in Asymmetric Duopolies, Marketing Science 10 (2), 131 – 144.

Ray, S. / *Chen*, A. / *Bergen*, M. E. / *Levy*, D. (2006): Asymmetric Wholesale Pricing: Theory and Evidence, in: Marketing Science 25 (2), 131 – 154.

Richards, T. J. / *Patterson*, P. M. (2004): Causes of Retail Price Fixity: An Empirical Analysis, Journal of Economics and Business 56, 117 – 136.

Rotemberg, J. J. (2002): Customer Anger at Price Increases, Time Variation in the Frequency of Price Change and Monetary Policy, NBER Working Paper 9320, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Rotemberg, J. J. (2005): Customer Anger at Price Increases, Changes in the Frequency of Price Adjustment and Monetary Policy, Journal of Monetary Economics 52, 829 – 852.

Rotemberg, J. J. / *Saloner*, G. (1987): The Relative Rigidity of Monopoly Pricing, The American Economic Review 77 (5), 917 – 926.

Sachs, L. (2002): Angewandte Statistik: Anwendung statistischer Methoden, 10. Aufl.; Berlin, Heidelberg, New York.

Schaper, F. (2010): Sonderangebote und Preisrigidität im deutschen Lebensmittleinzelhandel, in: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e. V., Bd. 45, 419 – 421.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Schindler, R. M. / *Kirby*, P. N. (1997): Patterns of Rightmost Digits Used in Advertised Prices: Implications for Nine-Ending Effects, Journal of Consumer Research 24, 192 – 201.

Schmedes, E. Ch. (2005): Preissetzungsverhalten im Lebensmitteleinzelhandel – Eine empirische Analyse, Agrarwissenschaftliche Forschungsergebnisse, Band 27, Hamburg.

Shankar, V. / *Bolton*, R. N. (2004): An Empirical Analysis of Determinants of Retailer Pricing Strategy, Marketing Science 23 (1), 28 – 49.

Simon, H. / *Fassnacht*, M. (2009): Preismanagement. Strategie-Analyse-Entscheidung-Umsetzung, 3. Aufl.; Wiesbaden.

Slade, M. E. (1998): Optimal Pricing with Costly Adjustment: Evidence from Retail-Grocery Prices, Review of Economic Studies 65, 87 – 107.

Slade, M. E. (1999): Sticky Prices in a Dynamic Oligopoly: An Investigation of (s,S) Thresholds, International Journal of Industrial Organization 17, 477 – 511.

Volpe, R. J. (2010): National Brand and Private Label Pricing and Promotional Strategy, Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association 2010, Annual Meeting, July 25 – 27, 2010, Denver, Colorado.

Weber, S. A. (2009): Ausmaß und Determinanten von Preisrigiditäten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel – Eine empirische Analyse mit Scannerdaten, Diss., Universität Gießen, http://geb.uni-giessen.de/geb/volltexte/2009/7206/.

Wolman, A. L. (2000): The Frequency and Costs of Individual Price Adjustment, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 86 (4), 1 – 22.

Zbaracki, M. J. / *Ritson*, M. / *Levy*, D. / *Dutta*, S. / *Bergen*, M. (2004): The Managerial and Customer Dimensions of the Cost of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets, Reviews of Economics and Statistics 86 (2), 514 – 533.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang

Tabelle A-1

Durchschnittliche Preisrigidität regulärer (aller) Preise auf Ebene der Warengruppen in den Betriebstypen

Warengruppe	Discounter	Supermarkt	Kleiner VM	Großer VM	Gesamt
Kaffee (gemahlen)	50.28 (43.11)	31.9 (13.51)	24.54 (8.84)	18.08 (6.11)	31.39 (17.08)
H-Milch	26.56 (26.46)	41.54 (37.64)	41.57 (33.70)	26.11 (21.51)	36.1 (31.32)
Brühwürstchen	61.19 (59.66)	44.11 (34.53)	33.64 (25.73)	26.39 (21.52)	38.18 (31.96)
Teewurst	62.82 (60.25)	49.88 (40.33)	47.3 (37.77)	29.68 (27.02)	43.49 (37.10)
Butter	40.37 (33.94)	52.25 (36.36)	47.78 (31.82)	32.39 (23.75)	45.34 (31.84)
TK-Pizza	58.19 (54.00)	56.56 (27.24)	50.99 (29.42)	32.08 (20.96)	50.31 (30.99)
Schokolade	62.07 (59.15)	53.58 (28.22)	51.82 (24.28)	38.23 (15.22)	51.48 (29.48)
Margarine	47.48 (43.90)	61.55 (48.93)	55.68 (40.91)	36.76 (25.09)	53.08 (41.54)
Pommes-Frites	59.22 (57.05)	65.68 (33.73)	63.59 (31.77)	35.11 (22.59)	54.65 (31.46)
Quarkspeise	81.68 (78.37)	58.65 (36.80)	48.35 (26.05)	37.12 (20.67)	56.67 (39.26)
Tomatenketchup	73.44 (71.78)	65.49 (48.50)	62.46 (46.52)	42.22 (29.57)	57.69 (43.39)
Chips	74.43 (70.35)	60.87 (41.87)	61.19 (36.76)	35.82 (20.48)	58.5 (41.36)
Pilsbier	75.09 (68.80)	62.66 (46.02)	57.61 (41.82)	40.94 (29.98)	59.69 (46.28)
Orangensaft	77.71 (70.34)	62.73 (45.97)	63.79 (37.12)	44.12 (24.22)	59.99 (40.53)
Nudeln	79.37 (64.93)	62.35 (34.81)	72.2 (30.07)	47.24 (17.80)	61.27 (28.75)
Müsli	89.48 (87.32)	76.02 (59.05)	67.47 (51.26)	48.48 (41.79)	63.58 (52.25)
Kartoffelerzeugnisse	66.12 (60.63)	77.68 (59.95)	69.18 (46.74)	48.86 (31.71)	67.02 (49.40)
Nuss- und Schokoladencremes	96.34 (94.41)	74.52 (56.20)	73.99 (56.06)	57.31 (45.59)	69.84 (55.71)

Fortsetzung nächste Seite

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fortsetzung Tabelle A-1

Warengruppe	Discounter	Supermarkt	Kleiner VM	Großer VM	Gesamt
Speiseeis	91.89 (84.80)	82.68 (48.04)	75.35 (51.48)	57.47 (41.58)	72.48 (51.47)
Senf	75.82 (74.47)	82.27 (74.56)	78.43 (63.95)	56.21 (44.98)	74.5 (65.16)
Gesamt	**66,23 (61,97)**	**59,38 (41,08)**	**56,88 (36,72)**	**39,61 (26,55)**	**54,77 (39,18)**

Anmerkung: Werte in Klammern beziehen sich auf die Preisrigidität [*PRig*] gemessen für alle, reguläre und sonderangebotsinduzierte, Preisänderungen. VM: Verbrauchermarkt.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

Tabelle A-2

Spearmansche Rangkorrelationskoeffizienten über die Warengruppen zwischen den Betriebstypen[a)]

	Betriebstyp			
Betriebstyp	**Discounter**	**Supermarkt**	**Kleiner VM**	**Großer VM**
Discounter	–			
Supermarkt	0,67***[b)] (0,61***)[c)]	–		
Kleiner Verbrauchermarkt	0,71*** (0,61***)	0,94*** (0,94***)	–	
Großer Verbrauchermarkt	0,81*** (0,56**)	0,90*** (0,86***)	0,93*** (0,93***)	–

Anmerkung: [a)] Verglichen wird die Rigidität der regulären Preise in den Warengruppen zwischen den Betriebstypen. [b)] n.s. = nicht signifikant; *, **, *** signifikant auf dem 90%-, 95%-, 99%-Niveau. [c)]Angaben in Klammern beziehen sich auf die Korrelationskoeffizienten, die mit Hilfe der Rigidität aller Preisänderungen ermittelt wurden.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Handelspanel MaDaKom GmbH (2000/2001).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.134.1.25 | Generated on 2024-05-02 16:21:54
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY-NC-ND 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/