



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

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

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

Anders, S., Weber, S.: Preisrigiditäten und Marktmacht im Lebensmitteleinzelhandel. In:
Hagedorn, K., Nagel, U.J., Odening, M.: Umwelt- und Produktqualität im Agrarbereich.
Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.,
Band 40, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2005), S. 303-311.

PREISRIGIDITÄTEN UND MARKTMACHT IM LEBENSMITTELEINZELHANDEL

*Sven Anders und Sascha Weber**

1 Einleitung

Mit dem Vormarsch der Discounter, vor allem der Harddiscounter Aldi und Lidl, und dem damit verbundenen Konkurrenzdruck auf die bisher führenden Handelsorganisationen bzw. deren etablierte Betriebstypen ist der Lebensmitteleinzelhandel (LEH) in das zentrale Augenmerk des öffentlichen Interesses gerückt. Denn aufgrund dieser Strukturverschiebung im Handel mit Lebensmitteln auf Verbraucherebene kommt es immer wieder zu aggressiven Preisauseinandersetzungen mit Folgen für die Verbraucher, aber auch für die vorgelagerten Produktionsstufen, wie Ernährungsindustrie und Landwirtschaft. Es stellt sich daher die Frage, inwiefern der Lebensmitteleinzelhandel Marktmacht auf die vorgelagerten Produktionsstufen der Vermarktungskanäle ausübt und somit die Preistransmission entscheidend beeinflusst.

Dieser zentralen Frage soll im folgenden Beitrag anhand zwei verschiedener empirischer Forschungsansätze nachgegangen werden. In einem ersten Abschnitt gilt das Interesse den Preisstrategien von Einzelhandelsunternehmen, und hier insbesondere dem Phänomen der Preisrigiditäten als Widerspruch zu den bekannten ökonomischen Ansätzen der Preisbildung und den beobachtbaren Preisauseinandersetzungen.

In einem zweiten Abschnitt wird dann die Hypothese einer konkreten Marktmachtausübung des Lebensmitteleinzelhandels beispielhaft am Vermarktungskanal für Rind- und Schweinefleisch für das Bundesland Hessen überprüft. Zur Beantwortung der eingangs gestellten Frage der Folgen dieses Einzelhandelswettbewerbs werden die Ergebnisse beider Teilbereiche abschließend zusammengeführt.

2 Preisrigiditäten im LEH

Die theoretischen Modelle der Preisbildung des Wettbewerbs unterstellen, dass sich Preise dem Gesetz der Markträumung folgend sehr schnell an Veränderungen des Marktes anpassen werden (WALDMAN und JENSEN, 2001: 76). Änderungen von Kosten- oder Nachfragebedingungen sollten daher zu raschen Veränderungen des Marktoutputs sowie der Preise führen. Marktbeobachtungen (z.B. MEANS, 1935; CARLTON, 1986; KASHYAP, 1995) kommen jedoch zu dem Ergebnis, dass dieses Verhalten in der Praxis nicht immer anzutreffen ist.

Diese Starrheit von Preisen gegenüber äußeren Einflüssen wird in der industrieökonomischen Literatur als Preisrigidität bezeichnet und ist dabei nicht auf einzelne Industriesektoren begrenzt, sondern ubiquitär nachweisbar. Dies führte zur Entwicklung einer Vielzahl an Theorien, die sich zu eigen machen, Preisstarrheit zu erklären. Für einen umfassenden Überblick über die aktuell am häufigsten diskutierten Theorien empfiehlt sich die Branchenuntersuchung von BLINDER et al. (1998).

Nicht alle der dort genannten und untersuchten Theorien sind für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel (LEH) und damit für diese Untersuchung von Relevanz. Einen möglichen Erklärungsbeitrag im Bereich des LEH liefern die Theorien zu Verträgen zwischen den Handelspartnern, Preisanpassungskosten sowie psychologische Preisschwellen.

Die Theorie zu Verträgen zwischen Unternehmen des produzierenden Ernährungsgewerbes und dem LEH lässt sich nur bedingt überprüfen, da Inhalte solcher Vereinbarungen meist nicht publiziert werden und die Verantwortlichen wenig auskunftsbereit sind. Preisanpas-

* Dipl.-Ing. agr. Sven Anders und Dipl. oec. troph. Sascha A. Weber, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung, Justus-Liebig-Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen, Sven.Anders@agr.uni-giessen.de oder Sascha.A.Weber@agr.uni-giessen.de.

sungskosten, insbesondere die Form der Menu Costs (CARLTON, 1986; LEVY et al., 1997, 1998, 2002), haben einen erheblichen Einfluss auf die Frequenz von Preisanpassungsmaßnahmen. Hierunter fallen nicht nur die Material- bzw. Personalkosten für das Auszeichnen der Waren mit neuen Preisen, sondern auch der Managementaufwand im Preissetzungsprozess. Menu Costs treten also bei jeder Preisänderung auf, sind jedoch von deren Höhe unabhängig. Die Schwierigkeit am Konzept der Anpassungskosten ist, dass sich die exakten Kosten, welche bei diesem Prozess anfallen, nur schwer messen lassen und deshalb kaum Datenmaterial vorhanden ist. Eine Ausnahme stellt die Studie von LEVY et al. (1998) dar, welche den genauen Zeitaufwand der einzelnen Arbeitsschritte im Preisänderungsprozess ermittelt und diesen im Anschluss mit den relevanten Stundenlöhnen verknüpft. Jedoch lassen sich indirekte Aussagen treffen. Die These lautet hier demnach, dass, wenn die Kosten einer Preisänderung unabhängig von deren Höhe sind, Preise über längere Zeitperioden hinweg konstant bleiben, um dann plötzlich erhöht zu werden. Es finden seltene, jedoch größere Änderungen statt (BLINDER et al., 1998; SLADE, 1998: 88).

Die psychologischen Preise spielen in der Untersuchung BLINDER et al. nur eine untergeordnetere Rolle. Dies lässt sich auf die geringe Repräsentanz des Lebensmitteleinzelhandels zurückführen. Andere Untersuchungen (z.B. HERRMANN und MÖSER, 2004) können dagegen einen Einfluss psychologischer Preise auf das Preissetzungsverhalten für den Handel mit Lebensmitteln und damit auf den Grad an Preisrigidität ermitteln.

Neben diesen Theorien sind noch drei weitere von Bedeutung, die im Folgenden betrachtet werden sollen. In der Literatur zur Industrial Organization liegt ein wesentlicher Schwerpunkt auf der Beziehung zwischen Marktstruktur und Preissetzung. Zahlreiche Marktstudien (ROTEMBERG und SALONER, 1987; CARLTON, 1986; STIGLER, 1947) ergeben, dass auf stärker konzentrierten Märkten weniger Preisänderungen zu beobachten sind. Dies wird vor allem darauf zurückgeführt, dass Monopolisten und Oligopolisten unterschiedliche Anreize haben, auf externe Veränderungen zu reagieren.

Von großer Relevanz für den LEH sind in diesem Zusammenhang Preisstrategien, da sich Unternehmen in diesem Sektor vor allem in ihrem Preissetzungsverhalten voneinander zu differenzieren versuchen. So kommen OWEN und TRZEPACZ (2002) zu dem Schluss, dass die Unternehmensstrategie die bedeutendste Determinante der Wahrscheinlichkeit einer Preisänderung ist. Die zwei typischen Preisstrategien für die Unternehmen des LEH sind die „Every-Day-Low-Price“- (EDLP) und die „High-Low-Price“-Strategie (Hi-Lo). EDLP impliziert, dass ein Einzelhandelsunternehmen einen täglich konstant niedrigen Preis verlangt, ohne zeitlich befristete Preisabschläge vorzunehmen. Demgegenüber verlangt ein Einzelhandelsunternehmen, welches die Hi-Lo-Strategie verfolgt, auf täglicher Basis einen höheren Preis und wird in zeitlichen Abständen befristete Preisreduktionen vornehmen, die unterhalb des EDLP-Niveaus liegen (HOCH et al., 1994). Daher werden Geschäfte mit einer EDLP-Strategie c.p. weniger Preisänderungen durchführen als Geschäfte mit einer Hi-Lo-Strategie (LEVY et al., 1997, 1998).

Offensichtlich liegen diese Unterschiede u.a. in den jeweiligen Betriebstypen begründet. So gehören Discounter zu jenen Geschäftstypen, für welche die Strategie der EDLP gültig ist, während die übrigen Betriebstypen, vor allem SB-Warenhäuser, eine Hi-Lo-Strategie bevorzugen.

Die letzte hier zu betrachtende Theorie betrifft die Zugehörigkeit der Produkte zu zwei Subklassen. Markenartikel, insbesondere Leitartikel einer Warengruppe, werden häufig zur intertemporalen Preissetzung im LEH herangezogen (MÖSER, 2002). Mit gezielten Preisaktionen sollen bei diesen höherpreisigen Artikeln Konsumenten in das Geschäft gelockt werden. Demgegenüber stehen die in den letzten Jahrzehnten vermehrt auftretenden Handelsmarken mit ihrem vergleichsweise geringeren und konstanteren Preis. Folglich sollten Markenartikel eine geringe Preisrigidität aufweisen als Handelsmarken (SLADE, 1998).

Die theoretische Fundierung der Preisrigidität ist neben den eingangs als relevant dargelegten Strategieunterschieden bzw. den Unterschieden zwischen Handelsmarken und Markenartikeln mannigfaltig. Den Theorien ist gemein, dass sie entsprechend den Ergebnissen der Praxisbeobachtungen eine breite Streuung der Höhe einer Preisänderung sowohl für Produkte (POWERS und POWERS, 2001) als auch für einzelne Industriezweige vorhersagen (CARLTON, 1986); große und kleine Preisänderungen können daher für das gleiche Produkt auftreten.

Mit Hilfe eines Scannerdatensatzes aus dem Einzelhandelspanel der MADAKOM GmbH Köln soll der Einfluss der drei letztgenannten Theorien auf das Ausmaß an Preisstarrheit überprüft werden. Der dieser Untersuchung zugrunde liegende Datensatz ist dabei wie folgt aufgebaut. Die Beobachtungsperiode des Panels erstreckt sich vom 03. Januar 2000 bis zum 31. Dezember 2001 und umfasst insgesamt 207 scannergestützte Verkaufsstellen des deutschen LEH und enthält 24 Warengruppen. Die Einzelhandelsgeschäfte setzen sich aus Discountern, Supermärkten, kleinen und großen Verbrauchermärkten sowie SB-Warenhäusern zusammen. Der Datensatz enthält Angaben zu Artikelbezeichnungen, EAN-Nummern, zu Preisen und den jeweiligen Abverkaufsmengen, der Verkaufsstelle sowie über durchgeführte Verkaufsförderungsaktionen in Form verschiedener Dummyvariablen.

Tabelle 1: Durchschnittspreise aus Sonderangebots- und Normalpreis auf wöchentlicher Basis für Geschäftstypen und Handelsunternehmen¹

Produkt	DISC	SM	kl. VM	VM	SBW	A	B	C	D	E	F	G
Distelöl Anbieter C 0,75l	- ²	-	3,45	3,45	3,45	-	-	3,45	-	-	-	-
Pflanzenöl Anbieter A+G 1l	-	1,17	1,17	1,17	1,37	1,17	-	-	-	-	-	1,58
Pflanzenöl Anbieter D 1l	-	1,22	1,21	--	1,38	-	-	-	1,23	-	-	-
Sonnenblumenöl Anbieter A+G 1l	-	1,37	1,37	1,37	1,60	1,37	-	-	-	-	-	1,83
Sonnenblumenöl Anbieter D 1l	-	1,36	1,35	--	1,51	-	-	-	1,42	-	-	-
Tip Sonnenblumenöl 1000ml	-	-	1,43	1,40	1,37	-	-	1,40	-	-	-	-
Mazola Distelöl 0,5l	-	15,98	14,99	15,21	15,08	15,24	15,98	14,71	15,78	-- ³	--	15,30
Mazola Keimöl 0,75l	5,02	5,28	5,24	5,24	5,16	5,63	5,23	5,17	5,11	5,11	5,12	5,02
Thomy Sonnenblumenöl 0,75l	3,57	3,71	3,72	3,77	3,61	3,97	3,77	3,61	3,58	3,99	3,57	3,15
Union Bechts Spezial 0,5l	4,68	4,27	4,43	4,55	4,62	-	4,19	4,98	4,15	4,68	4,98	-
Union Biskin Spezial 0,75l	-	5,04	5,00	4,95	4,85	5,05	5,08	4,70	4,65	3,99	5,03	4,72
Union Livio Pflanzenöl 1l	3,89	4,01	3,98	3,86	3,78	4,04	3,98	3,86	-	-	-	3,52

DISC = Discounter, SM = Supermärkte (400-799 qm), kl. VM = kleine Verbrauchermärkte (800-1499 qm), VM = Verbrauchermärkte (1500-5000 qm) und SBW = SB-Warenhäuser (>5000qm).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 1 spiegelt die wöchentlichen Durchschnittspreise aus dem regulären Preis und dem Sonderangebotspreis eines Produktes in den einzelnen Geschäftstypen bzw. Unternehmen wider. Um eine Vergleichbarkeit der unterschiedlichen Öle mit ihren abweichenden Gebindegrößen zu gewährleisten, wurden die Preise auf die Packungsgröße 1 Liter normiert.

Unterschiedliche Preisstrategien offenbaren sich, wenn Artikelpreise geschäftstypen- bzw. unternehmensübergreifend miteinander verglichen werden. Es zeigt sich mit einer einzigen Ausnahme, dass zwischen den Geschäftstypen unterschiedliche Preisstrategien existieren. Nur das Distelöl des Unternehmens C (Handelsmarke) wird in allen gelisteten Geschäftstypen zu einem einheitlichen Preis verkauft. Bei den anderen Ölen bestehen Preisdifferenzen, die z.T. sehr deutlich ausfallen. So werden das Pflanzenöl und das Sonnenblumenöl der Anbieter A und G in den Betriebstypen Supermarkt, kleiner und großer Verbrauchermarkt jeweils zum

¹ Aufgrund der notwendigen Anonymisierung der untersuchten Handelsunternehmen sind diese verschlüsselt wiedergegeben.

² Nicht distribuiert.

³ Ungenügende Anzahl an Beobachtungen.

gleichen Preis an die Konsumenten abgegeben, während sie im SB-Warenhaus teurer verkauft werden. In allen anderen Fällen bestehen zwischen jedem der Betriebstypen Preisdifferenzen.

Die Annahme, dass Discounter generell billiger anbieten als andere Distributionsformen kann nur in zwei Fällen bestätigt werden, und zwar bei Mazola Keimöl 0,75l und bei Thomy Sonnenblumenöl 0,75l. Bei Union Bechts Spezial 0,5l sind die Discounter sogar am teuersten, während sie bei Union Livio Pflanzenöl im preislichen Mittelfeld liegen. Dieser Befund lässt sich maßgeblich auf das Fehlen der typischen Hartdiscounter wie z.B. Aldi oder Lidl in diesem Panel zurückführen, da diese Discounter aufgrund ihrer Unternehmenspolitiken keine Daten an die Öffentlichkeit herausgeben.

Auffällig ist, dass Handelsmarken einerseits deutlich billiger angeboten werden als vergleichbare Markenöle, aber andererseits die höchsten relativen Preisdifferenzen zwischen den Geschäftstypen aufweisen. Eindrucksvolle Beispiele sind hierfür das Pflanzenöl und das Sonnenblumenöl der Anbieter A und G mit relativen Preisdifferenzen von 17,1 % und 16,8 %. Die höchste bei Markenölen zu beobachtende relative Preisdifferenz beträgt demgegenüber nur 9,6 % bei Union Bechts Spezial 0,5l.

Des Weiteren ist zu beobachten, dass bei den Handelsmarken mit Ausnahme des Sonnenblumenöls der Firma C die SB-Warenhäuser die teuersten Distributoren auf Artelebene sind. Bei den Markenölen wird ein solcher Unterschied nicht offensichtlich.

Konzepte der Wettbewerbstheorie implizieren, dass für vollkommenen Wettbewerb das Gesetz eines einheitlichen Preises vorliegen muss. Dies kann nach obiger Analyse für die Warengruppe der Speiseöle eindeutig widerlegt werden.

Auch auf Ebene der Unternehmen muss die Hypothese des „Law of one Price“ und damit vollkommener Wettbewerb abgelehnt werden, da Preisdifferenzen zwischen den Firmen zu beobachten sind.

Beispiele hierfür sind u.a. das Pflanzenöl und das Sonnenblumenöl der Firmen A und G, wobei in beiden Fällen Unternehmen G den deutlich höheren Preis verlangt. Die relative Preisdifferenz beträgt hierbei eindrucksvolle 35 bzw. 34 % oder in absoluten Werten 0,41 DM bzw. 0,46 DM. Die höchste relative Preisdifferenz bei Markenölen findet sich bei Union Bechts Spezial 0,75l mit 27 % (1,09 DM). Die niedrigste Differenz ist bei Mazola Distelöl 0,5l mit 8,6 % bzw. 1,27 DM festzustellen. Weiter zeigt sich, dass keine der Firmen bei allen von ihr angebotenen Ölen günstiger ist als die konkurrierenden Unternehmen. Dies deutet daraufhin, dass eine marktbeherrschende Stellung eines einzelnen Unternehmens nicht vorhanden ist.

Als Maß von Preisrigidität kann die durchschnittliche Dauer nicht geänderter Preise verwendet werden (Tabelle 2). Diese ermittelt sich, indem die Anzahl an wöchentlichen Preisstellungen eines Artikels durch die Anzahl an Wochen mit Preisänderungen dividiert wird (POWERS und POWERS, 2001).

Tabelle 2: Durchschnittliche Preisrigidität in Wochen - Querschnitt über Geschäftstypen und Unternehmen

Mittelwerte	DISC	SM	kl. VM	VM	SBW	A	B	C	D	E	F	G
Handelsmarke	-	30,1	36,2	32,1	37,9	34,2	-	40,3	26,3	-	-	38,6
Markenartikel	48,2	33,5	21,1	19,8	18,2	37,5	30,6	22,0	44,4	71,6	36,7	17,4
Gesamt	48,2	31,8	28,6	25,9	28,1	35,8	30,6	31,2	35,4	71,6	36,7	28,0

Quelle: Eigene Berechnungen.

Auf Ebene der Geschäftstypen, aggregiert nach Handelsmarken bzw. Markenölen, ergibt sich folgendes Bild. Bei den Handelsmarken vergehen in einem durchschnittlichen SB-Warenhaus 37,9 Wochen bis zu einer Preisänderung, während die Dauer nicht geänderter Preise in einem durchschnittlichen Supermarkt nur 30,1 Wochen beträgt.

Bei den Markenölen ergibt sich die genau gegensätzliche Beobachtung. Denn bei dieser Artikelgruppe vergehen in einem Discounter im Mittel 48,2 Wochen, bis es zu einer Preisanpassung kommt, während in einem SB-Warenhaus zwischen zwei Preisänderungen nur 18,2 Wochen vergehen und damit hier die höchste Preisinstabilität zu beobachten ist.

Wird über alle Produkte hinweg aggregiert, ist der Geschäftstyp der Discounter mit 48,2 Wochen nicht geänderter Preise am rigidesten; der große Verbrauchermarkt hat mit 25,9 Wochen die kürzeste Zeitspanne stabiler Preise. Auf Ebene der Unternehmen ist bei den Handelsmarken Unternehmen C mit 40,3 Wochen dauerhafter Preise am preisstabilsten und Firma G mit durchschnittlich 28,0 Wochen zwischen zwei Preisänderungen am instabilsten. Unternehmen E ist bei den Markenölen mit einer Zeitspanne von 71,6 Wochen nicht angepasster Preise am rigidesten, während diese Periode in Firma G nur 17,4 Wochen andauert.

Im Aggregat über alle Artikel kristallisiert sich Firma E mit 71,6 Wochen als am preisstabilsten und das Unternehmen G mit nur 28,0 Wochen am instabilsten heraus.

Die Ergebnisse zeigen, dass sich die Unternehmen untereinander, aber auch innerhalb ihrer Betriebstypen in ihren Preisanpassungspolitiken unterscheiden, da sie unterschiedlich auf den gemeinsamen Markt reagieren. Die Resultate der Preisrigiditätsanalyse sind als ein weiterer Hinweis auf die Existenz von Marktmacht im deutschen LEH zu verstehen.

Die Marktstruktur als Rahmenbedingung der Einzelhandelsbranche scheint, wie die o.g. Indizien zeigen, einen entscheidenden Einfluss auf die Preissetzung der Unternehmen zu haben. Aus zahlreichen Marktuntersuchungen ist ersichtlich, dass eine enge Beziehung zwischen der Marktstruktur und Preisanpassungskosten besteht. Diese Untersuchungen weisen darauf hin, dass in weniger wettbewerbsintensiven Industrien und Märkten Menu Costs größere Auswirkungen auf die Preisflexibilität zeigen und konsequenterweise auf den Grad der Preisrigidität. Daraus folgt, dass Oligopolisten ihre Preise weniger häufig ändern werden als Akteure eines Wettbewerbsmarktes (ROTEMBERG und SALONER, 1987; CARLTON, 1986; STIGLER, 1947). Da dieser Theorie hohe Bedeutung zugemessen wird, ist es interessant zu ermitteln, ob der LEH, insbesondere in Deutschland, eine marktbeherrschende Stellung einnimmt und somit wiederum Rückschlüsse auf den Grad an Preisflexibilität gezogen werden können. Diese Untersuchung folgt im nächsten Abschnitt am Beispiel des hessischen Fleischmarktes.

3 Marktmacht im Lebensmitteleinzelhandel

In diesem Abschnitt wird nun anhand des konkreten Beispiels des Vermarktungskanals für Fleisch im Bundesland Hessen der Frage einer direkten Marktmachtausübung des LEH nachgegangen.

Eine direkte ökonomische Analyse von Marktmacht auf der Basis industrieökonomischer Oligopolmodelle, wie sie im angelsächsischen Raum in der Untersuchung des Wettbewerbsverhaltens vertikaler Vermarktungskanäle vielfach eingesetzt worden ist, hat weder in Deutschland noch im europäischen Umfeld stattgefunden. Eine beispielhafte Arbeit, die das Wettbewerbsverhalten des französischen LEH auf aggregierter Branchenebene untersucht, ist die Studie von GOHIN und GUYOMARD (2000)⁴. Ziel der Autoren ist es, Aussagen über das Maß oligopsonistischer sowie oligopolistischer Macht im Einzelhandel für verschiedene aggregierte Produktgruppen zu treffen. Zentrales Ergebnis der Studie ist die Ablehnung der Wettbewerbshypothese für die untersuchten Produktgruppen Fleisch und Milch sowie sonstige Produkte. So kommt es im französischen LEH aufgrund von Marktmacht des Einzelhandels zu erheblichen Preisverzerrungen auf der Inputseite gegenüber den jeweiligen vorgelagerten Industriebranchen, aber auch im Absatz gegenüber den Verbrauchern.

⁴ Weitere beispielhafte Arbeiten, die auch als methodische Grundlage des eigenen Modells dienen, sind die Beiträge von APPELBAUM (1982), AZZAM (1997) sowie SCHROETER (1988). Einen methodischen Überblick zu industrieökonomischen Marktmachtmodellen geben SEXTON und LAVOIE (2001).

Im Folgenden soll am Beispiel des Vermarktungskanals für Rind- und Schweinefleisch und das Bundesland Hessen ein ökonometrisches Marktmachtmodell für die Einzelhandelsstufe, basierend auf dem produktionstheoretischen Oligopolansatz von APPELBAUM (1982), geschätzt werden. Ziel der Analyse ist hierbei, Aussagen über das Maß der Wettbewerbsverzerrung für die Fleischvermarktung sowohl im Einkauf von Frischfleisch der regionalen Fleischwirtschaft als auch im Absatz gegenüber hessischen Verbrauchern zu gewinnen.

Ausgangspunkt der Modellierung ist das Marktmachtmodell der Autoren GOHIN und GUYOMARD (2000) einer Einzelhandelsbranche von N Unternehmen, die in einem oligopolistischen Mengenwettbewerb m homogener Einzelhandelsprodukte stehen und in bezug auf die Vermarktung von Fleisch bilaterale Marktmacht im Einkauf sowie Absatz besitzt. Q_i^j ist die Input- bzw. Outputmenge an Fleischart i durch das Einzelhandelsunternehmen j . Q^j sind dann respektive aggregierte Input- bzw. Outputmengen von Unternehmen j . X^{jk} sind Mengen weiterer Inputfaktoren, die in variablen Proportionen in den Vermarktungsprozess eingehen. Die totalen Kosten CT^j des Unternehmens j sind dann:

$$CT^j(Q^j, w, z, CF^j) = \sum_{i=1}^m w_i \cdot Q_i^j + C^j(Q_i^j, z) + CF^j, \quad (1)$$

wobei w die Kosten des jeweiligen Materialinputs und z der Preis komplementärer Inputfaktoren sind. $C^j(Q^j, z)$ sind variable Kosten des komplementären Faktoreinsatzes und CF^j Fixkosten. Die Grenzkostenfunktion erfolgt in der *GORMAN Polar*-Form, so dass die Annahme konstanter Grenzkosten auf Branchenebene erfüllt wird, ohne identische Grenzkosten über alle Unternehmen j des LEH zu implizieren. Die Angebotsfunktion hessischer Fleischverarbeiter gegenüber dem LEH lautet:

$$Q_i = S_i(w_i, h). \quad (2)$$

h sind exogene Shiftfaktoren des Angebots und $\partial S_i(\cdot) / \partial w_i \geq 0$ hat Gültigkeit.

Die Nachfragefunktion hessischer Verbraucher für Fleisch im LEH lautet dann:

$$Q_i = D_i(p, g). \quad (3)$$

g sind exogene Shiftfaktoren der Nachfrage und p Verbraucherpreise für Fleisch. Es wird angenommen, dass $\partial D_i(\cdot) / \partial p_i < 0$ gilt.

Die Gewinnmaximierungsfunktion eines Einzelhandelsunternehmens j in bezug auf die Fleischvermarktung ist gegeben durch:

$$\Pi_j = \sum_{i=1}^m p_i \cdot Q_i^j - \sum_{i=1}^m w_i \cdot Q_i^j - C^j(Q^j, z) - CF^j. \quad (4)$$

Die Handelsunternehmen i maximieren ihre Gewinne in bezug auf die Fleischvermarktung, in dem sie optimale Produktmengen Q_i^j wie in Gleichung (4) dargestellt - unter Berücksichtigung der Marktrahmenbedingungen von Angebot und Nachfrage (2) und (3) - wählen.

Zentraler Parameter des industrieökonomischen Marktmachtmodells ist der Marktmachtkoeffizient θ , der aus der konjekturalen Variation der betrachteten Marktstufe hervorgeht und als durchschnittlicher Marktmachtkoeffizient der Branche zu interpretieren ist⁵. Zur Identifikation dieses Verhaltenskoeffizienten ist eine simultane Schätzung der Angebots- bzw. korrespon-

⁵ $\theta = (dQ/dq_i) \cdot (q_i/Q)$ ist die konjekturale Variation in Elastizitätsschreibweise als Mengenreaktion des Marktes auf Veränderungen der Output- bzw. Inputmenge eines Unternehmens. Im Monopolfall nimmt der Parameter den Wert Eins an, da die Mengenänderung des Unternehmens der Marktreaktion entspricht. Im COURNOT-Oligopol entspricht der Reaktionskoeffizient dem Marktanteil des Unternehmens $1/n$. Liegt vollständiger Wettbewerb vor, ist die konjekturale Variation gleich Null. Es kommt zu keiner Mengenreaktion unter den Wettbewerbern.

dierenden Nachfrageelastizität des Marktes notwendig. Das empirische Marktmachtmodell der Einzelhandelsstufe umfasst somit die empirische Schätzung der Gleichungen (2), (3) sowie (4) unter Berücksichtigung der Kostenfunktion in (1). Die empirische Schätzfunktion der Gewinnmaximierungsbedingung des oligopolistischen Einzelhandels im Modell lautet dann:

$$P_{r,s} = \beta_1 P_{FV_{r,s}} + \sum \beta_i(K) - \theta_{r,s}^S (\varepsilon_{r,s} \cdot P_{FV_{r,s}} \cdot Q_{r,s}^S) + \theta_{r,s}^D (\eta_{r,s} \cdot P_{r,s} \cdot Q_{r,s}^D) + e \quad (5)$$

$P_{r,s}$ ist der Verbraucherpreis für Rind- bzw. Schweinefleisch im LEH. Der Term $\sum \beta_i(K)$ drückt die aggregierte Produktionskostenfunktion des Einzelhandels aus und $\theta_{r,s}^S (\varepsilon_{r,s} \cdot P_{FV_{r,s}} \cdot Q_{r,s}^S)$ misst das Maß oligopsonistischer Marktmacht der Einzelhandelsstufe in Abhängigkeit der Angebotselastizität $\varepsilon_{r,s}$ der vorgelagerten Fleischwirtschaft, deren Preisniveau sowie des Produktionsvolumens. Der Ausdruck $\theta_{r,s}^D (\eta_{r,s} \cdot P_{r,s} \cdot Q_{r,s}^D)$ misst korrespondierend das Maß oligopolistischer Marktmachtausübung in Abhängigkeit von der Nachfrageelastizität für Rind- bzw. Schweinefleisch, dem Niveau der Einzelhandelspreise sowie der nachgefragten Fleischmenge.

Tabelle 3 stellt exemplarische FIML-Schätzergebnisse der Angebots- und Nachfrageelastizitäten sowie Marktmachtkoeffizienten $\theta^{S,D}$ des Modells für Rind- und Schweinefleisch dar⁶.

Tabelle 3: Ergebnisse empirischer Schätzungen simultaner Marktmachtmodelle der Fleischvermarktung im LEH^{a)}

Test auf Marktmacht im Modell ...				Statistische Gütemaße der Gleichungen	
				DW	corr. \bar{R}^2
Schweinefleisch	Angebotsfunktion	ε	0,717*	1,77	0,40
	Nachfragefunktion	η	-1,29***		
	Oligopsonistische Marktmacht	θ^A	0,0096*	2,01	0,93
	Oligopolistische Marktmacht	θ^N	0,031		
Rindfleisch	Angebotsfunktion	ε	0,176	1,98	0,33
	Nachfragefunktion	η	-4,85***		
	Oligopsonistische Marktmacht	θ^A	0,25*10⁻⁵	1,53	0,28
	Oligopolistische Marktmacht	θ^N	0,191***		

^{a)} Zu den Symbolen vgl. Text. ^{S, D} bezeichnen den oligopsonistischen Marktmachtkoeffizienten in Bezug auf die Fleischnachfrage des LEH bzw. den oligopolistischen Marktmachtkoeffizienten im Fleischabsatz gegenüber den Verbrauchern. *, ** und *** stehen für ein Signifikanzniveau von 90 %, 95 % und 99 %.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Gemäß Tabelle 3 zeigen die Koeffizienten der simultan geschätzten Angebots- und Nachfrageelastizitäten (ε, η) für beide Fleischarten teils hochsignifikante und durchweg plausible Vorzeichen. Die geschätzten oligopsonistischen Marktmachtparameter θ^S des LEH liegen für beide Fleischmärkte nahe Null. Die Hypothese vollständigen Wettbewerbs $\theta^S = 0$ für Schweinefleisch muss auf dem 90 %-Niveau signifikant abgelehnt werden. Mit einem Marktmachtkoeffizienten von 0,01 fällt das Maß oligopsonistischer Marktmacht aber gering aus. Beide oligopolistischen Marktmachtkoeffizienten des LEH zeigen hingegen deutlichere Abweichungen vom Hypothesenwert vollständigen Wettbewerbs Null. Die Schätzwerte für θ^D betragen 0,03 und 0,1. Hier muss die Wettbewerbshypothese im Modell für Rindfleisch hochsignifikant abgelehnt werden. Die Hypothese maximaler Marktmacht mit einem konjek-

⁶ Das simultane Gleichungsmodell wird mit dem Full Information Maximum Likelihood-Verfahren geschätzt.

turalen Variationskoeffizienten θ von Eins wird aber - basierend auf separaten Hypothesentests - für alle vier Parameter hochsignifikant abgelehnt.

Als Fazit der Marktmachtanalysen für den Bereich Fleisch und am Beispiel des hessischen Vermarktungskanals kann abschließend festgehalten werden, dass das Maß der Wettbewerbsverzerrung durch den LEH für beide Teilmärkte und Marktmachtkoeffizienten relativ gering ausfällt. Somit muss das Verhalten des LEH in der Vermarktung von Fleisch eher als wettbewerbsähnlich, denn als oligopsonistisch oder gar oligopolistisch eingestuft werden. Der in der Studie von GOHIN und GUYOMARD (2000) gefundene Marktmachtkoeffizient für die Produktgruppe Fleisch beträgt 0,005 und liegt somit innerhalb der Bandbreite der hier aufgezeigten Ergebnisse. Zudem sind die Ergebnisse konsistent mit Schätzungen angelsächsischer Studien der Autoren PARK und WELIWITA (1999) sowie AILAWADI et al. (1995) und MESSINGER und NARASIMHAN (1995), die mehrheitlich keine signifikante Ausübung von Marktmacht im Fall der Rindfleischvermarktung in den USA feststellen können.

4 Fazit

Im Rahmen dieses Beitrags werden Ergebnisse zweier Forschungsprojekte zu aktuellen Wettbewerbsfragen des LEH präsentiert. Analysen zum Auftreten von Preisänderungen im LEH-Sortiment anhand von Scannerdaten haben im Querschnitt gezeigt, dass unter den Betriebstypen stark abweichende Preisänderungsstrategien vorherrschen. Während insbesondere Discounter mit einer typischen Niedrigpreisstrategie eine hohe Preisrigidität aufweisen, zeigen SB-Warenhäuser eine charakteristische geringe Preisstarrheit. Dieser Befund ist auch auf die Preispolitik des Handels bei Markenartikeln und Handelsmarken übertragbar und weist eine hohe Spannweite der Preisvariationen zwischen Handelsmarken und Markenartikeln auf. Die Hypothese SLADES (1998) von einer höheren Preisrigidität von Handelsmarken kann hier bedingt bestätigt werden. Anhand der Produktgruppe Speiseöle zeigt sich auch, dass Markenartikel kein einheitliches Marketinginstrument über Handelsorganisationen hinweg darstellen. Neben dem in der Literatur viel diskutierten Einflussfaktor auf Preisänderungen wird auf die Hypothese, dass die Marktstruktur des Einzelhandels einen bedeutenden Einfluss auf die Preispolitik nimmt, in einem zweiten Abschnitt eingegangen.

Anhand expliziter industrieökonomischer Marktmachtmodelle werden die Produkte Rind- und Schweinefleisch in Anlehnung an das produktionstheoretische Oligopolmodell von APPELBAUM (1982) im Zeitablauf analysiert. Dabei wird die Hypothese vollständigen Wettbewerbs des LEH in der Vermarktung von Fleisch gegenüber den Verbrauchern im LEH sowie der vorgelagerten fleischverarbeitenden Branche getestet. Die simultan spezifizierten Marktmachtmodelle lehnen die aufgestellte Hypothese sowohl im Modell für Rind- als auch für Schweinefleisch teilweise hochsignifikant ab. So besteht in der Rindfleischvermarktung ein signifikantes Maß oligopsonistischer Marktmacht des LEH gegenüber der Fleischwirtschaft. Für Schweinefleisch übt der LEH nachweislich Marktmacht gegenüber den Verbrauchern aus. Die Abweichungen der gefunden signifikanten Marktmachtkoeffizienten sind jedoch gering, so dass Hypothesentests auf eine absolute Ausübung von Marktmacht hochsignifikant abgelehnt werden. Das Wettbewerbsverhalten des LEH ist somit eher wettbewerbsähnlich als marktbeherrschend zu bezeichnen. Die im Rahmen der Literatur zur Preisrigidität vermutete Beziehung zwischen Preisstrategie und Marktkonzentration kann hier somit nicht bekräftigt werden.

Literatur

- AILAWADI, K.L., N. BORIN und P.W. FARRIS (1995): Market Power and Performance: A Cross-Industry Analysis of Manufacturers and Retailers. *Journal of Retailing*. 71(3): 211-248.
- APPELBAUM, E. (1982): The Estimation of the Degree of Oligopoly Power. *Journal of Econometrics*. 19: 287-299.

- AZZAM, A.M. (1997): Measuring Market Power and Cost-Efficiency Effects of Industrial Concentration. *The Journal of Industrial Economics*. 45(4): 377-386.
- BLINDER, A.S., E.R. CANETTI, D.E. LEBOW and J.B. RUDD (1998): *Asking About Prices. - A New Approach to Understanding Price Stickiness*. Russel Sage Foundation, New York.
- CARLTON, D.W. (1986): The Rigidity of Prices. *American Economic Review*. 76: 637-658.
- GOHIN, A. and H. GUYOMARD (2000): Measuring Market Power for Food Retail Activities: French Evidence. *Journal of Agricultural Economics*. 51(2): 181-195.
- HERRMANN, R. and A. MOESER (2004): Psychological Prices of Branded Foods and Price Rigidity: Evidence from German Scanner Data. mimeo, Gießen.
- HOCH, S. J., X. DRÈZE and M. E. PURK (1994): EDLP, Hi-Lo, and Margin Arithmetic. *Journal of Marketing*. 58(4): 16-27.
- KASHYAP, A.K. (1995): Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs. *Quarterly Journal of Economics*. 110: 245-274.
- LEVY, D., M. BERGEN, S. DUTTA and R. VENABLE (1997): The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains. *Quarterly Journal of Economics*. 112: 791-825.
- LEVY, D., S. DUTTA, M. BERGEN and R. VENABLE (1998): Price Adjustment at Multiproduct Retailers. *Managerial and Decision Economics*. 19: 81-120.
- LEVY, D., S. DUTTA and M. BERGEN (2002): Heterogeneity in Price Rigidity: Evidence from a Case Study Using Microlevel Data. *Journal of Money, Credit and Banking*. 34(1): 197-220.
- MEANS, G.C. (1935): *Industrial Prices and Their Relative Inflexibility*. U.S. Senate Document 13. 74th Congress, 1st Session. Washington.
- MESSINGER, P.R. and C. NARASIMHAN (1995): Has Power shifted in the Grocery Channel? *Marketing Science*. 14(2): 189-223.
- MÖSER, A. (2002): *Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel - Theorie und empirische Tests*. Dissertation. Gießener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft H. 32, Universität Gießen, DLG-Verlag, Frankfurt am Main.
- OWEN, A. and D. TRZEPACZ (2002): Menu Costs, Firm Strategy, and Price Rigidity. *Economics Letters*. 76: 345-349.
- PARK, T. and A. WELIWITA (1999): Competitive Behavior in the US Food Retailing Industry. *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 47(2): 45-55.
- POWERS, E.T. and N.J. POWERS (2001): The Size and Frequency of Price Changes: Evidence from the Grocery Stores. *Review of Industrial Organization*. 18: 397-416.
- ROTEMBERG, J.J. and G. SALONER (1987): The Relative Rigidity of Monopoly Pricing. *American Economic Review*. 77(5): 917-926.
- SCHROETER, J.R. (1988): Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry. *The Review of Economics and Statistics*. 70(1): 158-163.
- SEXTON R.J. and N. LAVOIE (2001): Food Processing and Distribution: An Industrial Organization Approach. In: Gardner, B. und G. Raußer (eds.): *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam: North Holland, Chapter 15.
- SLADE, M.E. (1998): Optimal Pricing with Costly Adjustment: Evidence from Retail Grocery Prices. *Review of Economic Studies*. 65(1): 87-107.
- STIGLER, G. (1947): The Kinky Oligopoly Demand Curve and Rigid Prices. *Journal of Political Economy* 55: 432-449.
- WALDMAN, D.E. and E.J. JENSEN (2001): *Industrial Organization: Theory and Practice*. 2. ed. Addison-Wesley, Boston.