

Nr. 68
Preisrigidität oder Preisvariabilität
im Lebensmitteleinzelhandel?
Theorie und Evidenz aus Scannerdaten*

von

Roland HERRMANN**
und
Anke MÖSER**

Gießen, Juni 2002

- * Der Deutschen Forschungsgemeinschaft sei für die Finanzierung des Forschungsprojekts "Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel - Theorie und empirische Tests" (He 1419/8-1) gedankt. Hierdurch wurde die Nutzung des Scannerdatensatzes möglich, auf dem die empirische Analyse beruht. Für hilfreiche Kommentare zu einer früheren Fassung des Beitrags danken wir Seminarteilnehmern am Institut für Agrarökonomie der ETH Zürich.
- ** Prof. Dr. Roland Herrmann und Dr. Anke Möser, Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Gießen, Senckenbergstr. 3, 35390 Gießen.

Abstract

Ziel des Beitrags ist es, das Preissetzungsverhalten am Point of Sale im Lebensmitteleinzelhandel (LEH) theoretisch zu erklären und für ausgewählte Warengruppen anhand von Scannerdaten empirisch zu analysieren. Im Mittelpunkt der Analyse steht die intertemporale Preissetzung im deutschen LEH. Kurzfristige Preissenkungen in Form von Sonderangeboten sind mit einer optimalen intertemporalen Preispolitik im Mehrproduktunternehmen vereinbar und sind die wesentliche Quelle für Preisinstabilitäten bei Leitprodukten. Viele Preise im LEH sind aber vergleichsweise starr, und die quantitative Analyse deutet auf einen preisstabilisierenden Effekt des LEH bei Nahrungsmitteln hin.

1 Einführung

Analysen zur Preisbildung auf der Mikroebene sind von sehr grundsätzlicher Bedeutung für die Erklärung der Preisbildung auf der makroökonomischen Ebene. Würden z. B. einzelne Branchen und Firmen nur sehr selten ihre Preise ändern, wäre dies eine mögliche Begründung für gesamtwirtschaftliche Preisrigiditäten, wie sie in der makroökonomischen Theorie betont werden. Empirische Analysen zur Preisrigidität sind im Rahmen der industrieökonomischen Forschung vielfach untersucht worden. Dabei wurden oft gepoolte Zeitreihen- und Querschnittsdaten für verschiedene Branchen verwendet, um die Anpassungsmuster der Preise an Kosten- und Nachfrageänderungen zu untersuchen [GARMAN/RICHARDS (1991); GEROSKI (1992); WEISS (1993)].

Eine noch detailliertere Mikroanalyse zur Preisrigidität ist über die Verwendung von Paneldaten einzelner Geschäfte des Einzelhandels möglich, die vor allem in der angelsächsischen Forschung zunehmend verwendet werden. Solche Daten nutzen z. B. LACH und TSIDDON (1996) bei der Analyse der Frage, inwiefern Preisänderungen zwischen Produkten und zwischen Geschäften im Gleichschritt oder zeitlich verzögert vollzogen werden. Preisstarrheit auf der Firmenebene wird in anderen Studien auch mit Paneldaten auf der Grundlage von Katalogpreisen untersucht [KASHYAP (1995)], und in einzelnen Arbeiten zur Preisanpassung werden auch Paneldaten einzelner Geschäfte mit Haushaltsdaten kombiniert [SLADE (1998)]. In einer umfangreichen Studie wählen BLINDER et al. (1998) einen wieder anderen Ansatz zur Ermittlung des Ausmaßes an Preisrigidität - den der direkten Befragung von Managern verschiedener Unternehmen aus unterschiedlichen Branchen.

Ebenfalls zunehmend werden Scannerdaten des LEH verwendet, um Verhaltensweisen auf der Mikroebene zu untersuchen. Dabei überwiegen in agrar- und ernährungsökonomischen Untersuchungen sowohl bei amerikanischen [CAPPS (1989), HOCH et al. (1995)] wie auch deutschen Scannerdatenstudien [HERRMANN/MÖSER/WERNER (2002); MÖSER (2002)] solche zum Verbraucherverhalten am Point of Sale. In betriebswirtschaftlich orientierten Studien mit Scannerdaten geht es primär um Wirkungsweisen absatzpolitischer Instrumente [HEIDEL (1990); SCHÄFER (1997)]. Einzelne preisorientierte Auswertungen von Scannerdaten für Deutschland betonen mehr die Frage möglicher interregionaler Preisunterschiede bei sachlich homogenen Gütern [BUSCHLE (1997)].

In diesem Beitrag wird unseres Wissens erstmalig ein großer Scannerdatensatz zur Analyse von Preisstarrheit im deutschen LEH angewandt. Der LEH ist ein besonders interessantes Fallbeispiel: Die große Anzahl von Einzelprodukten bringt erhebliche Anpassungskosten mit sich, und dies spricht ceteris paribus eher für starre Preise. Andererseits ist offensichtlich, dass Preisaktionen - also variable Preise - zu den zentralen Instrumenten des Marketing im LEH gehören. Ziel dieses Beitrags ist es, die Preissetzung am Point of Sale im Lebensmitteleinzelhandel theoretisch zu erklären und im Querschnitt verschiedener Lebensmittel empirisch zu analysieren. In der quantitativen Analyse steht die - im Zeitablauf rigide oder variable - Preissetzung bei Frühstücksprodukten im LEH im Vordergrund.

Wir gehen wie folgt vor. Zunächst soll in einer theoretischen Analyse die optimale Preispolitik bei Mehrproduktunternehmen erläutert werden. Es wird auch der Frage nachgegangen, warum im LEH diese optimalen Preise nicht relativ kontinuierlich beibehalten werden, sondern sehr oft Sonderangebote im Rahmen einer aggressiven Preisstrategie bei wechselnden Produkten durchgeführt werden. Abgesehen von den Sonderangeboten kann es aber durchaus Preisrigidität geben, und theoretische Begründungen für Preisrigidität werden im Hinblick auf ihre Relevanz für den LEH erörtert. Danach wird ein umfangreicher Scannerdatensatz erläutert, auf dem die empirischen Untersuchungen zur Preispolitik beruhen. Dann wird in einem ersten empirischen Teil im Querschnitt über eine größere Zahl von Nahrungsmitteln getestet, ob Preisvariabilität oder Preisrigidität vorliegt. Auf hohe Preisvariabilität könnten wöchentlich wechselnde Niedrigpreisaktionen im LEH hindeuten. Andererseits gibt es zumindest anekdotische Evidenz von einjährigen Listungsgesprächen, die eher auf Preisrigidität hinwirken würden. In einem zweiten empirischen Teil gehen wir der verwandten Frage nach, ob eigentlich die Preissetzung im LEH stabilisierend auf die Verbraucherpreise wirkt. Dies ist ein oft verwendetes Argument, wenn über die ökonomischen Konsequenzen der

Liberalisierung des internationalen Agrarhandels diskutiert wird. Bei Liberalisierung sei die Gefahr einer höheren Preisinstabilität der Verbraucher gegeben. Diese Gefahr werde jedoch, so das Argument, durch die stabilisierende Rolle des LEH erheblich gemildert.

2 Theoretische Grundlagen

2.1 Statische Aspekte der Gewinnmaximierung

Die Preistheorie liefert die theoretische Grundlage für preispolitische Entscheidungen im Unternehmen. Wenn nach der optimalen Preispolitik für ein Gut 1 gesucht wird und man Kreuzpreisbeziehungen ignoriert, läßt sich die Theorie des Monopols heranziehen. Die Nachfragegleichung

$$(1) \quad q_1 = q_1(p_1)$$

wird dann in die Gewinngleichung

$$(2) \quad G = p_1 \cdot q_1 - C_1(q_1) \rightarrow \text{Max!}$$

eingesetzt. G ist der Gewinn, p_1 der Preis und q_1 die Nachfrage- bzw. Absatzmenge des Gutes 1, C_1 stellt die Kosten der Produktion des Gutes 1 dar. Differenziert man nach p_1 , so erhält man die Bedingung erster Ordnung für ein Gewinnmaximum:

$$(3) \quad \frac{\partial G}{\partial p_1} = p_1 \frac{\partial q_1}{\partial p_1} + q_1 - \frac{\partial C_1}{\partial q_1} \frac{\partial q_1}{\partial p_1} \stackrel{!}{=} 0$$

Formt man (3) um und erweitert mit dem Ziel, Elastizitäten in der Optimalitätsbedingung zu erhalten, so folgt für den optimalen Preis (p_1^*):

$$(4) \quad p_1^* = \frac{\varepsilon_{11}}{(1 + \varepsilon_{11})} \cdot C'_1$$

ε_{11} ist die Eigenpreiselastizität der Nachfrage nach Gut 1, C'_1 sind die Grenzkosten der Produktion des Gutes. In einer graphischen Darstellung würde p_1^* den Preis im Cournotschen Punkt darstellen¹.

¹ In der Literatur wird z. T. von einer Preisbildung nach der Amoroso-Robinson-Relation gesprochen [SIMON (1992), S. 163]. Die Amoroso-Robinson-Relation bezeichnet allerdings die bekannte Beziehung für den Grenzerlös (E') im Monopol:

$$E' = p_1^* \cdot (1 + 1/\varepsilon_{11}).$$

Setzt man diesen Ausdruck den Grenzkosten gleich, erhalten wir nach Umformung direkt die Gewinnmaximierungsbedingung (4).

Nun sind Unternehmen des LEH natürlich typischerweise Mehrproduktunternehmen. Es ist daher ein offensichtlicher Mangel von Gleichung (4), dass keine Kreuzpreisbeziehungen berücksichtigt sind. Die Preispolitik des Mehrproduktunternehmens kann sich nicht direkt an dieser Gleichung orientieren.

Im Mehrproduktunternehmen beeinflusst die Preispolitik für Gut 1 nicht nur die Nachfrage nach Gut 1, sondern auch aller anderen i Güter mit $i = 2, \dots, n$. Für die Nachfrage nach Gut i gilt dann:

$$(5) \quad q_i = q_i(p_1, \dots, p_n).$$

Setzen wir in die Gewinngleichung

$$(6) \quad G = p_1 q_1 + \dots + p_n q_n - C_1(q_1) - \dots - C_n(q_n) \rightarrow \text{Max!}$$

nun die Nachfragegleichung (5) ein und beschränken das Modell auf drei Güter, so erhalten wir als Bedingung erster Ordnung für ein Gewinnmaximum bei der Suche nach dem optimalen Preis von p_1 :

$$(7) \quad \frac{\partial G}{\partial p_1} = q_1 + p_1 \cdot \frac{\partial q_1}{\partial p_1} + p_2 \cdot \frac{\partial q_2}{\partial p_1} + p_3 \cdot \frac{\partial q_3}{\partial p_1} - \frac{\partial C_1}{\partial q_1} \frac{\partial q_1}{\partial p_1} - \frac{\partial C_2}{\partial q_2} \frac{\partial q_2}{\partial p_1} - \frac{\partial C_3}{\partial q_3} \frac{\partial q_3}{\partial p_1} \stackrel{!}{=} 0$$

Nach Umformungen und Erweiterungen, um Elastizitäten zu erhalten, ergibt sich jetzt ein optimaler Preis für Gut 1 nach:

$$(8) \quad p_1^* = \frac{\varepsilon_{11}}{(1 + \varepsilon_{11})} \cdot C_1' - (p_2 - C_2') \frac{\varepsilon_{21} q_2}{(1 + \varepsilon_{11}) q_1} - (p_3 - C_3') \frac{\varepsilon_{31} q_3}{(1 + \varepsilon_{11}) q_1}$$

$\varepsilon_{21}(\varepsilon_{31})$ ist die Kreuzpreiselastizität der Nachfrage nach Gut 2 (Gut 3) in Abhängigkeit vom Preis des Gutes 1, und $C_2'(C_3')$ stellt die Grenzkosten der Produktion von Gut 2 (Gut 3) dar. Jetzt beeinflussen alle Kreuzpreiselastizitäten und die direkte Preiselastizität der Nachfrage die optimale Preispolitik für den Einzelartikel. Eine Verallgemeinerung von Gleichung (8)

für n Güter bezeichnet man nach NIEHANS (1956) als NIEHANS-Formel² [SIMON (1992), S. 427, SELTEN (1970), S. 48].

Ein Unternehmen des LEH, das die Preis- und Kreuzpreiselastizitäten der Nachfrage nach seinen Gütern sowie die Höhe der Grenzkosten kennt, kann nach dieser statischen Gewinnmaximierungsregel der NIEHANS-Formel seine optimale Preispolitik festlegen. Komplementaritätsbeziehungen (Substitutionsbeziehungen) zwischen Gut 1 und den übrigen Gütern führen dann dazu, dass der optimale Preis für Gut 1 niedriger (höher) ist als im Einproduktfall. Der optimale Preis nach Gleichung 4 ist demnach nach unten (oben) zu korrigieren. Empirisch relevant ist, ob die Kreuzpreisbeziehungen zu substitutiven oder zu komplementären Gütern dominieren. Dies gibt an, in welcher Richtung bei der Preispolitik von der Gewinnmaximierungsregel des Einproduktmonopols abgewichen werden muss. Daneben ist die Stärke dieser Beziehungen zu bestimmen, um das Ausmaß der Abweichung von Gleichung (4) ermitteln zu können.

Die optimale Preispolitik nach der NIEHANS-Regel ermöglicht es durchaus, sehr niedrige Preise für ausgewählte Artikel festzulegen, die im Einzelfall sogar unter den Grenzkosten liegen können. Solche Unter-Einstandspreise sind vor allem bei den Leitprodukten denkbar, die viele komplementäre Beziehungen zu anderen Produkten aufweisen. Niedrige Preise dieser Leitprodukte können dann im Zuge des "one-stop shopping" der Verbraucher eine Sogwirkung auf Kunden ausüben und bei diesen die Wahl des Einkaufsortes bestimmen.

Die NIEHANS-Regel ist die Optimierungsbedingung bei statischer Betrachtungsweise und Gewinnmaximierung im Mehrproduktunternehmen. Allerdings könnte sie zu jedem denkbaren Zeitpunkt angewandt werden, sofern nur die Koeffizienten aus Gleichung (8) für jeden Zeitpunkt bekannt wären. Sie könnte damit auch ein dynamisches Muster der Preisbildung erklären, mit variablen oder mit starren Preisen im Zeitablauf.

² Eine wesentlich breitere Darstellung der Theorie des Mehrproduktunternehmens und Verweise auf ältere Literaturbeiträge findet sich bei SELTEN (1970). Im angelsächsischen Bereich ist die frühe Entwicklung der NIEHANS-Formel unbeachtet geblieben, obwohl schon ALLEN (1939) im Zwei-Güter-Fall ähnliche Zusammenhänge darstellt. In der angelsächsischen Literatur wurden später in der quantitativen Marketingforschung ähnliche Optimierungsregeln für die Preispolitik des Mehrproduktunternehmens abgeleitet, z. B. auf der Grundlage nichtlinearer Nachfragefunktionen bei LITTLE/SHAPIRO (1980) oder REIBSTEIN/GATIGNON (1984).

2.2 Argumente für Preisadjustierungen: Dynamische Interpretation der NIEHANS-Regel

Es gibt wichtige Argumente dafür, dass bei wiederholter Anwendung des statischen Gewinnmaximierungsprinzips der NIEHANS-Formel unterschiedliche optimale Preise im Zeitablauf festgelegt werden müssen.

Die zwei zentralen Argumente für Preisadjustierungen sind in Gleichung (8) sichtbar und aus vielen industrieökonomischen Analysen bekannt:

- a) Änderungen der Nachfrage und
- b) Änderungen der Kosten.

Änderungen der Nachfrage zeigen sich in intertemporal unterschiedlichen Preis-Kosten-Differenzen bzw. im unterschiedlichen Niveau der Preiselastizitäten im Zeitablauf. *Kostenänderungen* würden C' in Gleichung (8) direkt beeinflussen .

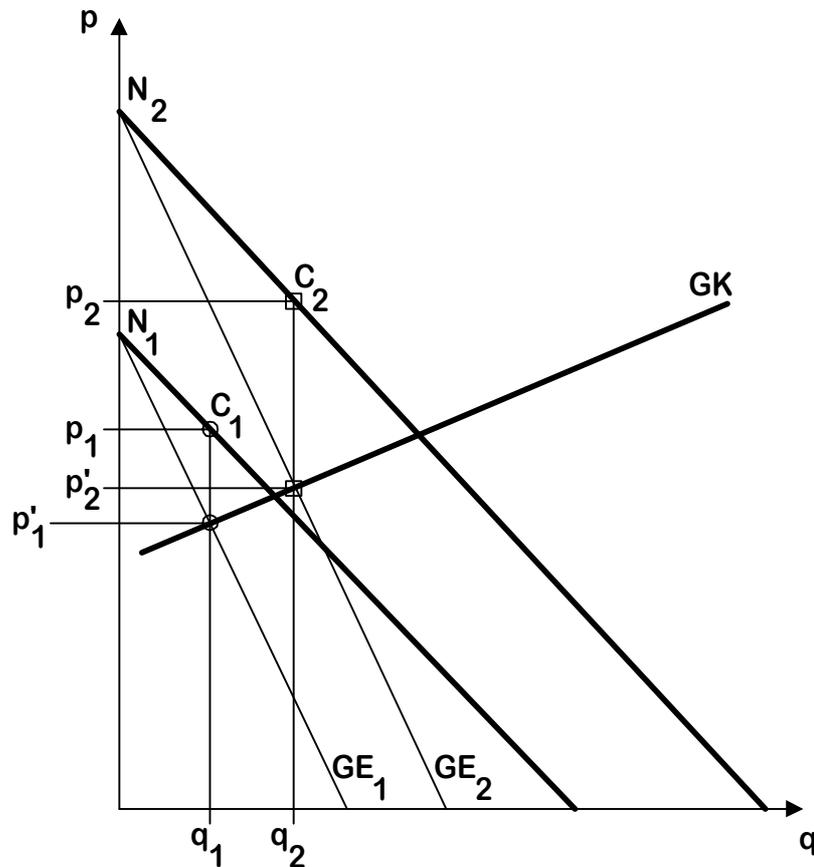
Von erheblicher empirischer Relevanz auf der **Nachfrageseite** sind neben Präferenzänderungen vor allem *saisonale Effekte*. So folgt der Verbrauch vieler Lebensmittel einem ausgeprägten saisonalen Muster; die Nachfragefunktionen bleiben damit in intertemporaler Sicht nicht konstant. Dies würde nach Gleichung (8) im Zeitablauf zu variierenden Preisen führen. Änderungen der Nachfrage können jedoch auch verursacht werden durch *Aktivitäten der Konkurrenz*. Wenn Konkurrenten aktiven Preiswettbewerb betreiben und durch Verkaufsförderung und variierende Sonderangebote Aufmerksamkeit der Verbraucher auf sich lenken, ist ceteris paribus eine verminderte Kundenzahl im eigenen Geschäft und eine Verschiebung der Nachfragefunktion bei vielen Artikeln nach links zu erwarten. Es geht von den Strategien der Wettbewerber Druck aus, ähnliche Wettbewerbsstrategien einzusetzen. Das bedeutet, dass bei einer starken Konkurrenz verschiedener Anbieter um die Aufmerksamkeit der Verbraucher Anreize wirkungsvoll ausgestaltet und u. U. immer wieder erneuert werden müssen, um Verbraucher dauerhaft an ein Unternehmen des LEH zu binden. Möglicherweise sind attraktive und ständig wechselnde Sonderangebote und Verkaufsförderungsaktionen genau das richtige Instrument zur Erreichung dieses Ziels. Eine weitere Ursache für preispolitische Veränderungen ist der bedeutende Trend in der Ernährungswirtschaft zu *Produktinnovationen*. Hier werden immer wieder veränderte Nachfragereaktionen der Verbraucher zumindest innerhalb der Warengruppen ausgelöst, in denen neue Produkte eingeführt werden. Im Sinne der NIEHANS-Formel wird eine Anpassung optimaler Preise im Zeitablauf notwendig. Schaubild 1 illustriert am Beispiel von Nachfragesteigerungen am Point of Sale optimale Preisänderungen. Dort ist dargestellt, wie sich gewinnmaximierende Unternehmen des LEH bei

monopolistischer Konkurrenz verhalten. Sie erwarten eine geneigte Preis-Absatz-Funktion, z. B. die Nachfragekurve N_1 . Diese ist als residuale Nachfrage unter Berücksichtigung des Angebots der Konkurrenten zu interpretieren [vgl. z.B. CARLTON und PERLOFF (1994)]. Bei einer gewinnmaximalen Einzelpreispolitik - im Extremfall ohne Substitutions- und Komplementaritätsbeziehungen - würde entsprechend dem Cournotschen Punkt C_1 der Preis p_1 gesetzt werden. Dies entspricht einer Preispolitik nach Gleichung (4). Würde eine Verschiebung der Nachfrage im Zeitablauf als Folge saisonaler Nachfrageveränderungen auf N_2 erwartet werden, ergäbe sich der neue Cournotsche Punkt C_2 , und der neue optimale Preis wäre p_2 . Natürlich könnte, wenn Substitutions- und Komplementaritätsbeziehungen vorliegen, bei Gültigkeit von N_1 (N_2) der optimale Preis entsprechend der NIEHANS-Formel oberhalb oder unterhalb von p_1 (p_2) liegen. Auch Unter-Einstandspreise wären denkbar. Sie würden dann bei der Nachfragefunktion N_1 (N_2) unter p_1' (p_2') liegen.

Änderungen der Kosten, z. B. bei den Inputpreisen im vorgelagerten Sektor, machen sich in Gleichung (8) unmittelbar im Term C' der Einzelprodukte bemerkbar. Sie erfordern bei Anwendung der NIEHANS-Regel in dynamischer Hinsicht ebenfalls Preisänderungen im LEH.

Aus der Sicht des LEH kann ein weiterer Aspekt Kostenänderungen verursachen, der in der NIEHANS-Formel noch nicht berücksichtigt ist. Er wird dann relevant, wenn auch auf der Inputseite **Marktmacht** des LEH vorliegt und dieser von Lieferunternehmen Regal- und Verkaufsförderungssubventionen einfordert [AZZAM (2001)]. In diesem Fall verändern sich die Grenzkosten der Produkte, die von Herstellern mit Verkaufsförderungssubventionen bedacht werden. Möglicherweise ist jetzt der Gesamtpreis im LEH, der sich aus dem Verkaufspreis und der Verkaufsförderungssubvention des Herstellerunternehmens zusammensetzt, dem optimalen Preis gleich und wesentlich stabiler als der Verkaufspreis allein. Da Verkaufsförderungssubventionen nicht dauerhaft und nicht immer vom gleichen Hersteller eingefordert werden können, würde auch Marktmacht des LEH auf der Inputseite ein Grund für Änderungen des Verkaufspreises im Zeitablauf sein.

Schaubild 1: Optimale Preisänderungen im LEH bei einer Nachfrageerhöhung



2.3 Argumente gegen Preisadjustierungen: Theorie der Preisrigidität

Im Sinne von Gleichung (8) müsste eine optimale Preisstrategie unmittelbar geändert werden, wenn Nachfrage- oder Kostenänderungen am Markt auftreten. Dies gilt sowohl im Modell vollkommener Konkurrenz wie auch bei monopolistischer Konkurrenz. Gleichwohl wurde in Theorien starrer Preise immer wieder darauf hingewiesen, dass eine große Zahl von Preisen in der Volkswirtschaft über einen relativ langen Zeitraum nicht geändert werden. Dies kann dazu führen, dass auch das gesamtwirtschaftliche Preisniveau ein relativ starres Anpassungsmuster aufweist [GORDON (1981)]. Obwohl wir gleichzeitig wissen, dass andere Preise – z.B. an Börsen oder an landwirtschaftlichen Rohstoffmärkten – in höherem Maße variabel sind und sich oft stündlich ändern, ist diese große Bedeutung starrer Preise in verschiedenen, teils klassischen Studien nachgewiesen worden [z.B. CARLTON (1986), vgl. zum Überblick WEISS (1993)].

Welche theoretische Begründung gibt es nun für Preisrigidität, und inwieweit liegen bisher empirische Belege zu einzelnen Theorien vor, insbesondere im Hinblick auf das Preissetzungsverhalten im LEH?

Den umfangreichsten Überblick über verschiedene Theorien zur Erklärung von Preisrigidität liefern BLINDER et al. (1998). Diese Autoren präsentieren außerdem eine weitreichende empirische Evidenz aus einer Befragungsstudie zu der Frage, inwieweit die verschiedenen Theorien aus der Sicht von Managern Bedeutung für tatsächliche Preissetzungsstrategien von Unternehmen haben.

Aus der Zahl von Hypothesen, die zur Erklärung von Preisrigidität bestehen, und aus den 12 bei BLINDER et al. (1998) empirisch getesteten Hypothesen wählen wir sechs Hypothesen aus. Diese sechs Hypothesen erreichten die größte Zustimmung in der Befragung der Autoren. Dabei war die Zustimmung zu den ersten vier Hypothesen deutlich größer als zu den letzten beiden, doch gerade die letzten zwei Hypothesen könnten im LEH besondere Bedeutung haben. Die Theorien zur Erklärung von Preisrigidität lauten – in abnehmender Reihenfolge der Zustimmung in der Studie von BLINDER et al.:

1. Bei oligopolistischer Interdependenz der preispolitischen Entscheidungen am Markt scheuen sich die einzelnen Firmen davor, bei Kosten- oder Nachfragesteigerungen zuerst eine Preiserhöhung einzuführen. Sie fürchten, Marktanteile zu verlieren, wenn ihre Konkurrenten die Preise nicht erhöhen. Wird dieses Koordinationsproblem nicht gelöst, unterbleiben Preisänderungen bei Kosten- oder Nachfrageänderungen (**Theorie des Koordinationsversagens**).
2. Bei kostenorientierter Preissetzung und dem Vorliegen von Anpassungsverzögerungen führen Veränderungen der Grenzkosten erst zeitverzögert zu Preisveränderungen. Gibt es mehrere Stufen im Produktions- und Verarbeitungsprozess, können schon kurze Zeitverzögerungen zu vergleichsweise langsamen Preisänderungen in der gesamten Wertschöpfungskette führen (**Theorie kostenorientierter Preissetzung mit Lags**).
3. Märkte passen sich an Nachfrage- oder Kostenänderungen nicht ausschließlich über Preisänderungen an. Es bestehen weitere Anpassungsmöglichkeiten über Veränderungen von Produktqualität, Service, Lieferfristen etc., die den Grad der Preisflexibilität beschränken (**Theorie des Nichtpreiswettbewerbs**).
4. Es bestehen implizite Kontrakte zwischen Produzenten und Verbrauchern, die auf Transaktionskosten zurückgehen, und die zu einer Preisstabilisierung bei Nachfragefluktuationen führen.

nen führen. Da Konsumenten Preisänderungen eher bei Kosten- als bei Nachfrageänderungen als “fair” ansehen würden, sei dies eine Erklärung für Preisrigidität bei Nachfrageveränderungen (**Theorie impliziter Kontrakte**).

5. Es liegen explizite Preisvereinbarungen zwischen Anbietern und Nachfragern vor, die den Preis im voraus festlegen. Sind solche Vereinbarungen quantitativ bedeutend, führt dies zu Preisrigidität auf Branchenebene oder in der Gesamtwirtschaft (**Theorie nominaler Kontrakte**).

6. Preisanpassungen selbst verursachen bei den Anbietern Kosten. Daher werden Änderungen in der Nachfrage oder in den Produktionskosten nicht in jedem Fall weitergegeben, sondern nur dann, wenn – unter Einbezug der Preisanpassungskosten – der Grenzgewinn der Preisänderung positiv ist (**Theorie der Preisanpassungskosten**).

Betrachten wir die Begründung der einzelnen Theorien und die empirische Evidenz zu den Theorien genauer, sowohl in den Befragungsergebnissen bei BLINDER et al. sowie in anderen neueren Studien. Gibt es dabei Besonderheiten in den Ergebnissen für den Bereich des LEH, und wie können die sechs Theorien mit Gleichung (8) in Einklang gebracht werden, die eine optimale Entscheidungsregel für die Preissetzung im Mehrproduktunternehmen formuliert?

Zu 1): Die theoretischen Grundlagen der Theorie des Koordinationsversagens gehen zurück u.a. auf BALL und ROMER (1991). Zweifellos gibt es viele Märkte oligopolistischer Interdependenz. Es mag trotzdem überraschen, dass diese Theorie eine so herausragende Ursache von Preisstarrheit sein soll, denn insbesondere die industrieökonomische Literatur ist geprägt durch Verhaltensweisen, die das Koordinationsproblem lösen: z.B. Preisführerschaft oder Kooperation. Bei den Entscheidungsträgern, die BLINDER et al. befragt haben, ist jedoch die Zustimmung zu dieser Theorie der Preisrigidität am größten.

Die Theorie ist besonders relevant bei Preiserhöhungen und stellt gleichzeitig eine Erklärung für Preisasymmetrie dar – größere Bedeutung von Preisstarrheit nach oben als nach unten. Interessant ist in den Befragungsergebnissen von BLINDER et al. auch, dass bei Entscheidungsträgern im Handel diese Theorie überdurchschnittlich befürwortet wird. Weitere empirische Ergebnisse aus anderen neueren Studien liegen zur Theorie des Koordinationsversagens aber nicht vor.

Zu 2): Die **Theorie kostenorientierter Preissetzung mit Lags** geht insbesondere auf GORDON (1981) zurück. Sie findet bei BLINDER et al. (1998) das zweithöchste Maß an Zustimmung aller Erklärungsansätze für Preisrigidität. Auffällig ist, dass die Entscheidungsträger im Handel –

und dies schließt den LEH ein – diese Theorie überdurchschnittlich stark befürworten. Gleichzeitig berichten sie von besonders kurzen Anpassungsfristen in ihrem Bereich, die mit durchschnittlich 0,4 Monaten bei Kostensteigerungen und 1,5 Monaten bei Kostenerhöhungen niedriger als in allen anderen Branchen sind. Die Befragungsergebnisse von BLINDER et al. weisen außerdem nach, dass große, sektorweite und als permanent angesehene Kostensteigerungen besonders schnell weitergegeben werden. Diese letzteren Ergebnisse befinden sich durchaus im Einklang mit anderen neueren empirischen Studien, die alle die Existenz von Preisrigidität bestätigen. LEVY/DUTTA/BERGEN (2002) vergleichen zwei Kostenschocks und belegen am Beispiel von Orangensaftprodukten aus Florida, dass eine stärkere Weitergabe eines starken und permanenten Kostenschocks erfolgt. KASHYAP (1995) und BLOCH/OLIVE (2001) zeigen in unterschiedlichem Zusammenhang, dass mit steigender Inflationsrate die Verkaufspreise weniger rigide werden.

Zu 3): In vielen Modellen zu einzelnen Gütermärkten, vor allem auch der Agrar- und Ernährungswirtschaft, erfolgt die Bildung des Marktgleichgewichts ausschließlich über den Preis. Die **Theorie des Nichtpreiswettbewerbs** im Sinne von CARLTON (1989) stellt heraus, dass die Wettbewerbsparameter zur Herstellung von Gleichgewichtssituationen weit vielfältiger sind und der Marktausgleich nicht nur über den Preis erfolgen muss. Die befragten Manager aus der Studie von BLINDER et al. (1998) stimmen sehr weitgehend mit den Aussagen von CARLTON überein. Interessante weitere Einzelergebnisse der Befragung sind, dass mit der Theorie des Nichtpreiswettbewerbs vor allem Preisrigidität nach oben erklärt wird und dass Entscheidungsträger weniger bei einer Veränderung anderer Wettbewerbsparameter als der Preise negative Verbraucherreaktionen erwarten [BLINDER et al.(1998), S.288]. Weitergehende neuere empirische Befunde zu dieser Theorie fehlen weitgehend. Einzelbeobachtungen zeigen aber, dass Preisentscheidungen im LEH oft mit Nichtpreisvariablen kombiniert werden, um ein Gleichgewicht herbeizuführen. Rahmenbedingungen wie “solange der Vorrat reicht” oder “Verkauf in handelsüblichen Mengen” gehen in diese Richtung.

Zu 4): Ein Vertreter der **Theorie impliziter Kontrakte** ist OKUN (1981). Stillschweigende Vereinbarungen zwischen Anbietern und Nachfragern, wonach die Anbieter Situationen angespannter Marktlage nicht zu Lasten der Verbraucher ausnutzen, wird in der Studie von BLINDER et al. erhebliche Bedeutung zur Erklärung von Preisrigidität beigemessen. Die Theorie rangiert an vierter Stelle der Zustimmung durch betriebliche Entscheidungsträger. Auch im Handel wird sie von über der Hälfte der Befragten als wichtig angesehen. Andere empirische Evidenz, die die Bedeutung impliziter Kontrakte im LEH belegen würde, liegt wie

auch zur Theorie des Nichtpreiswettbewerbs nicht vor. Die Theorie impliziter Kontrakte ist in ökonomischen Studien außerordentlich schwer zu belegen.

Zu 5): Die **Theorie nominaler Kontrakte** ist eine intuitiv sehr plausible Erklärung von Preisrigidität. Wenn längerfristige Verträge das Preisniveau zwischen Anbietern und Nachfragern festlegen, kann es in diesem Zeitraum keine Preisanpassung an veränderte Marktdaten geben. BLINDER et al. (1998) schätzen die Bedeutung dieser expliziten Verträge auf immerhin 25% des Transaktionsvolumens der untersuchten Sektoren und sehen eine besondere Bedeutung für diese nominalen Kontrakte bei Transaktionen zwischen Firmen. Die Zustimmung in der Befragung ist vergleichsweise hoch, allerdings sehr unterdurchschnittlich im Bereich des Handels. Hier ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Ergebnisse der Studie von BLINDER et al. die Relevanz der Theorien bei der Festlegung der Outputpreise erfassen. Die Zustimmung liegt deutlich höher im industriellen Sektor, und es ist aus Berichten aus der Ernährungswirtschaft bekannt, dass zwischen Unternehmen des Ernährungsgewerbes und dem LEH meist einjährige Preis- und Verkaufsverhandlungen eine relativ große Rolle spielen. Die Relevanz nominaler Kontrakte im LEH liegt also bei der Festlegung der Input- und nicht der Outputpreise. Systematische statistische Evidenz, die die Bedeutung nominaler Kontrakte auf der Inputseite des LEH präzise aufzeigen würde, liegt jedoch nicht vor.

Zu 6): Von unmittelbarer Relevanz auch im LEH ist die **Theorie der Preisanpassungskosten**. Zweifellos entstehen Kosten der Preisanpassung, z.B. durch die Preisauszeichnung am Regal oder durch Druck neuer Preislisten. Umstritten ist die Funktionsform der Preisanpassungskosten und damit die optimale Gestaltung von Preisänderungen im zeitlichen Ablauf sowie die genaue Höhe der Preisanpassungskosten und ihre Bedeutung für eventuelle Preisrigidität. Hier liegen aus der neueren Literatur, von BLINDER et al. und anderen Autoren, aber bedeutende neue Erkenntnisse vor. Es gibt generell zwei verschiedene Theorien über den Verlauf der Preisanpassungskosten:

- a) Die Kosten der Preisanpassung steigen mit dem Ausmaß der Preisänderung überproportional (**Theorie konvexer Preisanpassung**).
- b) Die Kosten der Preisanpassung sind unabhängig vom Ausmaß der Preisanpassung, stellen also Fixkosten dar (**Theorie der Menu Costs**).

Die Variante a) wurde insbesondere von ROTEMBERG (1982) begründet mit dem Hauptargument, dass große Preiserhöhungen die Reputation des Unternehmens besonders stark schädigen und den nichtlinearen Verlauf der Preisanpassungskosten bestimmen. Variante b) stellt die einmaligen Kosten jeder Preisänderung heraus [MANKIW (1985)], die unabhängig von

der Höhe der Preisänderung auftreten: Das Drucken neuer Preislisten ist das offensichtlichste Beispiel, deswegen Menu-Cost-Ansatz.

Interessant ist für empirische Anwendungen, dass Variante a) konsistent ist mit mehreren graduellen, kleineren Preisänderungen, während Variante b) zu längeren Phasen mit konstanten Preisen und dann relativ größeren Preisänderungen führt [BLINDER et al. (1998), S.228-230]. In der Befragung von BLINDER et al. findet sich eine mittlere Zustimmung zur Theorie der Preisanpassungskosten, wobei diese zwischen den Sektoren sehr unterschiedlich ist. Die Antworten zeigen eine größere Übereinstimmung mit dem Menu-Cost- als dem Konvexkosten-Ansatz, obwohl es auch in einer merklichen Zahl von Firmen Bestätigung für letzteren gab.

Die eher unterdurchschnittliche Einschätzung der Bedeutung der Theorie der Preisanpassungskosten in der Befragung von BLINDER et al. wird nun in neueren ökonometrischen Untersuchungen nicht bestätigt. Es gibt relativ breite und überzeugende Evidenz in der ökonometrischen Literatur, dass Menu Costs im LEH sehr bedeutend sind. So dokumentieren LEVY et al. (1998) die Vielfalt der Arbeiten, die von Änderungen der Preise in Supermärkten ausgehen, und LEVY et al. (1997) stellen heraus, dass der Preisänderungsprozess in großen Supermärkten komplexe Implikationen hat, die Menu Costs erheblich sind und Supermärkte mit höheren Menu Costs seltener Preise ändern werden. Auch SLADE (1998) misst hohe Fixkosten der Preisanpassung in amerikanischen Supermärkten für eine ausgewählte Produktgruppe. LACH und TSIDDON (1992, 1996) sehen in ihren Analysen der zeitlichen Abfolge von Preisänderungen zwischen und innerhalb verschiedener Handelsketten des LEH eindeutige Argumente für den Menu-Cost-Ansatz. Es kommt zu wenigen größeren Änderungen von Preisen, die innerhalb der Handelsketten synchronisiert sind und – zwischen Handelsketten – bei unterschiedlichen Preisen zu unterschiedlichen Zeitpunkten erfolgen. Diese Erkenntnisse können als Bestätigung für die Bedeutung einer Theorie der Preisanpassungskosten im LEH gewertet werden.

Welche Implikationen haben nun die theoretischen Erklärungen zur Preisrigidität für die in Abschnitt 2.1 und 2.2 erstellte Theorie optimaler Preise im Mehrproduktunternehmen? Generell liefern alle sechs präsentierten Theorien neue Argumente zur optimalen Preisstrategie, die in der Gewinnmaximierungsbedingung der Gleichung (8) noch nicht enthalten waren. Sie könnten als Erweiterung der Theorie eingebaut werden, allerdings bei unterschiedlichem Schwierigkeitsgrad. Nominale Kontrakte sind direkt mit der NIEHANS-Formel vereinbar. Gibt es nominale Kontrakte bei den Inputpreisen, legt dies C' fest und führt ceteris paribus dazu, dass sich die Optimierungsbedingung nicht grenzkostenbedingt ändern kann. Menu Costs

können als zusätzliche Komponente in das Modell eingehen und führen dann zu selteneren Preisänderungen als in der Situation ohne Preisanpassungskosten. Komplizierter ist der Einbau von Koordinationsversagen; Gleichung (8) beruht auf dem Konzept der monopolistischen Konkurrenz und müßte zur Berücksichtigung von Koordinationsversagen in ein Modell oligopolistischer Interdependenz umformuliert werden. Kostenorientierte Preissetzung mit Lags, Nichtpreiswettbewerb und implizite Kontrakte wären noch schwerer einzubauen; sie würden grundlegend andere Modellierungsansätze erfordern.

Wir können abschließend folgern, dass die Theorie interessante Argumente sowohl für variable als auch für rigide Preise im LEH bereitstellt. Es ist eine empirische Frage, inwieweit Preisvariabilität oder Preisrigidität vorliegt.

3 Erklärung des Scannerdatensatzes

Die zur empirischen Analyse verwendeten Daten wurden von der MADAKOM GmbH erworben [MADAKOM (1999a)]. Die Erhebung dieses Scanning-Panel-Ausschnittes durch die MADAKOM GmbH begann am 30. September 1996 und endete am 28. Juni 1999 (144 Kalenderwochen).

Aus dem MADAKOM-Scanningpanel wurden die vier Betriebstypen großer Verbrauchermarkt (1.500 bis 5.000 Quadratmeter Fläche), kleiner Verbrauchermarkt (800 bis 1.499 Quadratmeter), Supermarkt (400 bis 799 Quadratmeter) und Discounter ausgewählt. Ein weiteres Selektionskriterium für die Auswahl der Geschäfte war, dass pro Geschäft durchgängige Daten für mindestens 100 Kalenderwochen vorhanden sein sollten. Nach diesem Kriterium verblieben 78 Geschäfte in der Datenbasis, die danach selektiert wurden, wie sie sich regional in Deutschland verteilen, welchen Handelsunternehmen sie angehören und welcher Betriebstyp vorliegt, um zumindest annäherungsweise die Strukturen des deutschen Lebensmitteleinzelhandels zu repräsentieren. Nach der Selektion anhand der genannten Kriterien blieben 38 Geschäfte übrig, die in die Untersuchung eingingen. Es wurden Daten von insgesamt sieben Handelsorganisationen³ zu verschiedenen Frühstücksprodukten erfasst, wobei ein Unternehmen nur mit einer Verkaufsstelle im Datensatz repräsentiert ist.

³ Aus Datenschutzgründen wurden in der weiteren Analyse die einzelnen Handelsorganisationen mit Buchstaben umschrieben.

Zu den einzelnen Artikeln, die anhand der EAN-Nummern⁴ eindeutig identifiziert werden konnten, waren umfangreiche Informationen verfügbar. Dazu zählen die Absatzmenge und der aktuelle Verkaufspreis in den einzelnen Kalenderwochen und Verkaufsstellen sowie die Artikelbezeichnung und der Packungsinhalt des jeweiligen Produktes. Erfasst wurden neben Informationen zur Verkaufsförderung am Point of Sale [vgl. MADAKOM (1996), S. 12] auch eine Variable zur Kennzeichnung von Aktionspreisen. Hierzu rechnet man diejenigen Preise, die mindestens um 5 Prozent für längstens vier Wochen unter dem Normalpreis liegen. Aktionspreise⁵, die länger als vier Wochen bestehen, werden nach diesem Zeitraum als Normalpreis interpretiert [vgl. MADAKOM (1999b)]. Keinerlei Informationen waren dagegen zu soziodemografischen Variablen der Käufer vorhanden, da das Scanningpanel der MADAKOM GmbH ein reines Handelspanel ist.

Die Scannerdaten wurden in unterschiedlicher Weise aufbereitet und mit verschiedenen methodischen Ansätzen ausgewertet [MÖSER (2002)].

4 Die empirische Evidenz: Preisvariabilität oder Preisstarrheit bei Nahrungsmitteln im Lebensmitteleinzelhandel?

Es gibt zwei unterschiedliche Hypothesen zur intertemporalen Preisbildung, und für jede der beiden Hypothesen gibt es zumindest eine plausible Begründung:

These 1: Die intertemporale Preisbildung bei Nahrungsmitteln im LEH ist von einer relativ hohen Preisvariabilität geprägt.

Dazu trägt die verbreitete Praxis des LEH bei, aus den in Abschnitt 2.2 dargelegten Gründen wöchentlich wechselnde Preisaktionen bei sehr verschiedenen Lebensmitteln durchzuführen. MÖSER (2002) zeigt eine sehr breite Evidenz für die große Bedeutung von Sonderangebotsaktionen im LEH und weist auch nach, dass die Verbraucherreaktionen auf diese Preisnachlässe erheblich sind.

These 2: Die intertemporale Preisbildung bei Nahrungsmitteln im LEH ist von einer relativ großen Preisstarrheit geprägt.

⁴ Die EAN-Nummern (Europäische Artikelnummerierung) werden von der Centrale für Coorganisation (CCG), Köln, vergeben und bestehen aus einer 13- bzw. 8-stelligen Ziffer, die durch einen Balkencode verschlüsselt wird. Bei der 13-stelligen EAN-Nummer bezeichnen die ersten sieben Ziffern die Basisnummer zur Identifizierung des Herstellers und die anschließenden fünf Zahlen die Artikelnummer des Herstellers. Als letzte Zahl fungiert eine Prüfzahl. Die achtstellige EAN-Nummer wird überwiegend für Kleinartikel wie beispielsweise Radiergummis verwendet und besteht aus einer siebenstelligen Artikelnummer und einer Prüfzahl [CENTRALE FÜR COORGANISATION (1997), S. 80 f.].

⁵ Der Begriff „Aktionspreis“ wird in dieser Arbeit gleichbedeutend mit „Sonderpreis“ und „Preisaktion“ verwendet.

BLINDER et al. (1998) weisen für amerikanische Unternehmen in ihrer Befragungsstudie nach, dass fast 50 % der befragten Unternehmen nur einmal oder weniger pro Jahr ihre Preise verändern. Sie zeigen neben einem erstaunlichen Ausmaß an Preisrigidität auch die in Abschnitt 2.3 genannten und weitere ökonomische Gründe für Preisstarrheit. Ähnliche Ergebnisse liegen für den LEH in Deutschland nicht vor, aber es ist bekannt, dass einzelne Unternehmen des LEH jährliche Preis- und Vertragsverhandlungen führen. Auch vergleichsweise seltene Preisreduktionen in Folge von Sonderangebotsaktionen für ein einzelnes Produkt können als Hinweis für starre Preise angesehen werden.

Im folgenden wird auf der Grundlage der Scannerdaten für Frühstücksprodukte geprüft, ob eher eine hohe Preisvariabilität oder eher Preisstarrheit vorliegt.

Einen ersten Eindruck zur Preisgestaltung vermittelt die Betrachtung der durchschnittlichen Preise aus den im Untersuchungszeitraum verlangten Normal- und Sonderangebotspreisen ausgewählter Frühstücksprodukte in einzelnen Handelsunternehmen (Tabelle 1)⁶. Keine Handelsorganisation war hinsichtlich der Produkte eines Warenkorbes aus 20 Frühstücksprodukten günstiger als alle anderen Organisationen. Sehr deutliche Preisunterschiede zwischen den einzelnen Handelsorganisationen wies „Dallmayr Prodomo“ mit durchschnittlichen Preisdifferenzen von bis zu 90 Pfennigen auf. Zwischen dem günstigsten und teuersten Anbieter für „Kerrygold Original Irische Butter“, „Rama“ bzw. „Kellogg's Cornflakes“ lagen 26, 18 bzw. 31 Pfennig Preisunterschied. Nur geringe Preisunterschiede zwischen den einzelnen Handelsorganisationen bestanden dagegen bei „Schwartau Extra Erdbeer-Konfitüre Extra“ mit durchschnittlichen Preisabweichungen von maximal vier Pfennigen. Drei von vier Handelsunternehmen boten „Landliebe Landmilch“ zu einem nur geringfügig voneinander abweichenden Durchschnittspreis an, während Handelsorganisation F deutlich teurer war. Ergänzend wurde die Standardabweichung aller Preisstellungen im Untersuchungszeitraum untersucht. Diese beschreibt die Streuung der Preise im Untersuchungszeitraum um den Mittelwert und kann als erstes Indiz für Preisstarrheit angesehen werden. Es zeigt sich, dass bei den höherpreisigen Artikeln wie den Kaffeeprodukten „Dallmayr Prodomo“ und „Jacobs Café Zauber Cappuccino“ die höchsten Werte für die Standardabweichung auftraten. Vergleichsweise geringe Werte finden sich dagegen bei den Produkten von „Bärenmarke“, bei „Schwartau Extra Erdbeer-Konfitüre Extra“ und „Wasa Schoko Wikinger“.

⁶ Eine detailliertere Analyse der Preisgestaltung bei einzelnen Frühstücksprodukten, insbesondere dazu, inwieweit die ermittelten Preisunterschiede statistisch signifikant sind, findet sich bei MÖSER (2002).

Tabelle 1: Preisgestaltung ausgewählter Frühstücksprodukte in unterschiedlichen Handelsorganisationen

Produkte	Handelsorganisation A		Handelsorganisation B		Handelsorganisation C		Handelsorganisation D		Handelsorganisation E		Handelsorganisation F	
	\bar{x}^a	s^b	\bar{x}	s								
Bärenmarke Feine 12, 12% Fett, 170g	1,33	0,08	1,36	0,08	1,31	0,05	n.d. ^{c)}		1,28	0,03	1,47	0,08
Bärenmarke Kaffeeraum, 170g	1,13	0,08	1,14	0,13	1,04	0,11	1,26	0,13	1,00	0,04	1,29	0,14
Coppenrath & Wiese Unsere Goldst., 9 St.	2,47	0,09	2,31	0,15	2,39	0,11	2,42	0,11	2,48	0,04	2,54	0,20
Dallmayr Prodomo, 500g	9,99	0,45	9,09	0,81	9,31	0,63	9,54	0,56	9,82	0,50	9,55	0,58
Danone Actimel Drink Classic, 4x100g	2,61	0,15	2,63	0,23	2,59	0,18	2,42	0,20	2,55	0,15	2,62	0,23
Golden Toast Butter Toast, 500g	2,30	0,27	1,99	0,25	1,90	0,17	1,97	0,09	1,99	0,12	2,13	0,30
Golden Toast Sonntagsbrötchen, 8 St.	2,94	0,15	2,84	0,10	2,85	0,18	2,91	0,03	2,89	0,15	2,84	0,39
Jacobs Café Zauber Cappuccino, 200g plus 10g Milkschokolade	6,92	0,37	7,25	0,74	7,51	0,57	7,01	0,71	7,68	0,56	7,44	0,76
Kellogg's Cornflakes, 375g	3,41	0,23	3,60	0,35	3,29	0,20	3,39	0,28	3,39	0,22	3,34	0,29
Kerrygold Original Irische Butter, 250g	2,54	0,06	2,43	0,18	2,40	0,14	2,42	0,10	2,43	0,07	2,66	0,17
Landliebe Landmilch, 3,8% Fett, 1000ml	n.d.		1,68	0,03	1,68	0,08	1,67	0,02	n.d.		1,82	0,08
Lieken Urkorn Das Vollkorn-Saftige, 500g	2,14	0,26	2,36	0,30	2,42	0,17	2,40	0,09	2,24	0,03	2,47	0,39
Müllermilch Schoko, 500ml	1,41	0,09	1,28	0,17	1,15	0,10	1,07	0,13	1,09	0,05	1,38	0,22
Nestlé Cini Minis, 375g	4,73	0,10	4,70	0,31	4,72	0,27	4,84	0,17	4,87	0,16	4,78	0,20
Nestlé Nesquik für ein Knusperfrühstück, 375g	4,72	0,10	4,70	0,31	4,64	0,25	4,86	0,09	4,87	0,16	4,77	0,20
Nutella, 400g	2,77	0,15	2,65	0,23	2,61	0,11	2,63	0,13	2,55	0,03	2,79	0,17
Rama, 500g	1,95	0,14	1,77	0,19	1,82	0,12	1,83	0,09	1,86	0,03	1,85	0,15
Schwartau Extra Erdb.-Konfitüre Extra, 450g	2,97	0,11	2,97	0,13	2,96	0,13	2,95	0,10	2,98	0,06	3,00	0,12
Teekanne TeeFix (25 Aufgussbeutel), 43,75g	3,88	0,14	3,72	0,29	3,62	0,40	3,81	0,26	3,37	0,20	3,64	0,39
Wasa Schoko Wikinger, 150g	2,77	0,07	2,77	0,13	2,89	0,11	2,82	0,10	2,73	0,01	2,78	0,11

- a) Durchschnittlicher Preis aus den im Untersuchungszeitraum verlangten Normal- und Sonderangebotspreisen (bezieht sich auf alle Preisstellungen des Datensatzes).
b) Standardabweichung aus den im Untersuchungszeitraum verlangten Normal- und Sonderangebotspreisen (bezieht sich auf alle Preisstellungen des Datensatzes).
c) Nicht distribuiert.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Daten der MADAKOM GmbH (schriftliche Mitteilung 29.7.1999).

Auch vergleichsweise seltene Preisreduktionen in Folge von Sonderangebotsaktionen für ein einzelnes Produkt können als Hinweis für starre Preise angesehen werden. In Anlehnung an SOBEL (1984, S. 353) definieren wir ein Sonderangebot als kurzfristige Reduzierung des Lebensmitteleinzelhandelspreises, die nicht mit Veränderungen der Nachfrage, der Grenzkosten oder des allgemeinen Preisniveaus im Zusammenhang stehen muss.

Tabelle 2 weist für die 20 Produkte des Warenkorbes die Anzahl von Sonderangeboten im Untersuchungszeitraum aus. Zwischen den einzelnen Handelsunternehmen der Stichprobe bestehen deutliche Unterschiede im Einsatz von Sonderangeboten. In Tabelle 2 wird neben der Anzahl von Sonderangeboten für die einzelnen Produkte des Warenkorbes der trendkorrigierte Variationskoeffizient nach CUDDY/DELLA VALLE zur Messung von Preisinstabilitäten

ausgewiesen⁷. Neben kurzfristigen Preissenkungen in Folge eines Sonderangebotes beeinflussen dauerhafte Preisänderungen, z.B. in Folge einer Anpassung des Verkaufspreises an die Preise der Konkurrenz oder als Reaktion auf veränderte Einkaufspreise, die Stabilität der Preise. Unsere Ausgangshypothese war, dass der unterschiedliche Einsatz von Preisaktionen bei einzelnen Produkten Einfluss auf die Preisinstabilität nimmt. Es liegt nahe, dass Produkte, die häufiger in Sonderangeboten mit reduzierten Preisen angeboten werden und damit im Zeitablauf deutlich schwankende Preisstellungen aufweisen, durch eine höhere Instabilität der Verkaufspreise gekennzeichnet sind. Diese Vermutung wird durch die Ergebnisse aus Tabelle 2 eindeutig bestätigt. Über alle Handelsorganisationen hinweg ist der Korrelationskoeffizient zwischen der Preisinstabilität und der Anzahl von Preisaktionen 0,455. Bei 115 (= n-2) Freiheitsgraden und einem statistischen Signifikanzniveau von 99,9% sind Preisinstabilität und Preisaktionen positiv korreliert.

Die Ergebnisse in Tabelle 2 belegen den Einfluss von Sonderangeboten und dauerhaften Preisänderungen auf die Höhe der ermittelten Preisinstabilitäten. Durchgehend konstante Preisstellungen im Zeitablauf und damit starre Preise zeigt „Wasa Schoko Wikinger“ in Handelsunternehmen E. Einige Produkte wurden im gesamten Untersuchungszeitraum nicht mit Preisaktionen angeboten (z.B. „Teekanne Teefix“ in Unternehmen C, „Golden Toast Sonntagsbrötchen“ in Unternehmen D, „Landliebe Landmilch“ in Unternehmen F und neben „Wasa Schoko Wikinger“ noch sechs weitere Produkte im Unternehmen E). Die ermittelten Preisinstabilitäten lassen sich demnach ausschließlich auf dauerhafte Veränderungen der Verkaufspreise und nicht auf kurzfristige Sonderangebote zurückführen.

Für die restlichen Produkte in den unterschiedlichen Handelsorganisationen lassen sich die Wirkungen von Sonderangebot und dauerhafter Preisänderung nicht trennen. Die ermittelten Werte der Preisinstabilität für „Dallmayr Prodomo“ liegen für den Untersuchungszeitraum von September 1996 bis Juni 1999 zwischen 5,1 und 8,0%. Zu erklären ist dies sowohl mit Veränderungen der Rohstoffpreise wie auch der häufigen Nutzung dieses Artikels für Sonderangebote.

⁷ Der trendkorrigierte Variationskoeffizient nach CUDDY/DELLA VALLE beruht auf dem Variationskoeffizienten v , der beim Vorliegen eines Trends in der Zeitreihe mit dem korrigierten Bestimmtheitsmaß $\overline{R^2}$ der Regressionsgleichung, die den Trendverlauf am besten widerspiegelt, korrigiert wird [CUDDY/ DELLA VALLE (1978), S. 81 f.]. Danach berechnet sich der trendkorrigierte Variationskoeffizient (v^*) aus:

$$v^* = v \cdot \sqrt{(1 - \overline{R^2})} \quad \text{mit} \quad \overline{R^2} = 1 - \left\{ (1 - R^2) \cdot \frac{N - 1}{N - k} \right\}$$

wobei gilt: v = Variationskoeffizient, $\overline{R^2}$ = korrigiertes Bestimmtheitsmaß, R^2 = Bestimmtheitsmaß, N = Anzahl der Produkte in der Stichprobe und k = Anzahl der Erklärungsfaktoren der Regressionsgleichung einschließlich

Die empirischen Befunde hinsichtlich der Höhe der Standardabweichung, der Anzahl von Preisaktionen und der Preisinstabilität deuten an, dass Produkte wie beispielsweise „Dallmayr Prodomo“ oder in einzelnen Unternehmen auch „Golden Toast Butter Toast“, „Kellogg’s Cornflakes“ oder „Teekanne Teefix“ eine hohe Preisflexibilität aufwiesen. Durch vergleichsweise starre Preise waren dagegen „Schwartau Extra Erdbeer-Konfitüre“ oder „Wasa Schoko Wikinger“ gekennzeichnet. Möglicherweise lassen sich die Unterschiede hinsichtlich der Preisstarrheit auf warengruppenspezifische Charakteristika zurückführen. Z.B. bestehen zwischen den einzelnen Warengruppen deutliche Unterschiede in der Aktionshäufigkeit.

Tabelle 2: Anzahl von Preisaktionen und Preisinstabilität ausgewählter Frühstücksprodukte nach Handelsorganisationen

Produkte	Handelsorganisation A		Handelsorganisation B		Handelsorganisation C		Handelsorganisation D		Handelsorganisation E		Handelsorganisation F	
	$v^{*a)}$ (%)	PA ^{b)}	v^* (%)	PA	v^* (%)	PA	v^* (%)	PA	v^* (%)	PA	v^* (%)	PA
Bärenmarke "Feine 12", 170g	1,62	1	1,46	5	0,50	4			2,05	0	1,46	11
Bärenmarke Kaffeeraum 8%, 170g	2,27	8	2,39	86	4,10	57	6,96	43	2,87	0	2,57	67
Coppenrath & Wiese Unsere Goldstücke 9 St. (450g)	1,16	5	2,66	39	3,17	90	3,83	30	1,05	0	4,52	41
Dallmayr Prodomo, 500g	5,12	27	7,38	282	6,85	81	6,11	62	7,99	23	5,68	97
Danone Actimel Drink Classic, 4x100g	2,63	2	3,64	68	5,25	52	3,01	12	5,10	15	3,54	33
Golden Toast Butter Toast, 500g	7,58	41	2,63	36	6,16	64	1,21	7	6,72	13	4,93	120
Golden Toast Sonntagsbrötchen, 8 St.	2,57	11	1,51	4	3,05	25	0,50	0	2,92	5	4,79	26
Jacobs Café Zauber Cappuccino, 200g plus 10g Milkschokolade	0,90	4	3,16	103	2,92	47	3,58	64	2,14	18	2,41	51
Kellogg`s Cornflakes, 375g	4,53	21	3,31	51	5,04	23	3,46	44	3,85	14	6,27	77
Kerrygold Original Irische Butter, 250g	1,81	8	3,85	134	4,46	64	1,32	19	1,30	7	2,62	27
Landliebe Landmilch 3,8%	-	-	1,74	7	2,51	59	0,57	3	-	-	1,21	0
Lieken Urkorn Das Vollkorn-Saftige, 500g	5,09	15	3,60	92	2,32	10	0,62	5	0,51	2	2,74	34
Müllermilch Schoko, 500ml	3,01	21	3,60	103	5,27	67	3,42	55	2,11	21	4,17	51
Nestlé Cini Minis, 375g	0,81	5	3,21	113	2,99	50	2,06	30	3,18	5	1,77	37
Nestlé Nesquik für ein Knusperfrühstück 375g	0,83	5	3,04	110	2,59	49	0,34	2	3,19	6	1,84	32
Nutella, 400g	3,36	14	3,18	160	1,63	12	1,69	38	0,98	0	2,28	40
Rama, 500g	4,50	36	4,55	221	5,04	44	2,43	74	1,50	0	3,23	77
Schwartau Extra Erdbeer-Konfitüre Extra, 450g	2,14	3	1,90	74	2,67	26	1,83	11	1,91	0	1,95	32
Teekanne Teefix, 43,75g	1,31	2	2,65	16	2,75	0	5,36	21	6,96	8	2,12	19
Wasa Schoko Wikinger, 150g	0,91	2	1,55	37	2,18	28	1,34	2	0,00	0	2,03	24

a) Trendkorrigierter Variationskoeffizient nach CUDDY/ DELLA VALLE.

b) Anzahl der insgesamt durchgeführten Preisaktionen für das jeweilige Produkt im untersuchten Handelsunternehmen.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Daten der MADAKOM GmbH (schriftliche Mitteilung 29.7.1999).

der Konstanten. Zur Berechnung des CD-Indexes wurden sowohl lineare wie auch log-lineare Regressionsgleichungen herangezogen.

Kaffee war mit rund 3,5 Aktionen pro Geschäft und Woche die Warengruppe, die am häufigsten durch Sonderangebote beworben wurde. Sehr selten wurden dagegen Preisaktionen für Frischmilch und Kaffeesahne durchgeführt [MÖSER (2002)]. Auch die Verhandlungsposition von Herstellerunternehmen und LEH bei den jährlichen Leistungsgesprächen für die unterschiedlichen Produkte beeinflusst möglicherweise die Starrheit der Preise. Mit Hilfe einer detaillierten Betrachtung der Warengruppen Kaffee einerseits und Konfitüre andererseits wird untersucht, ob die empirischen Befunde auf andere, teilweise weniger bekannte Produkte übertragen werden können. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der deskriptiven Statistik.

Tabelle 3: Preisgestaltung weiterer Frühstücksprodukte in den Warengruppen Kaffee und Konfitüre in unterschiedlichen Handelsorganisationen

Produkte	Handels- organi- sation A	Handels- organi- sation B	Handels- organi- sation C	Handels- organi- sation D	Handels- organi- sation E	Handels- organi- sation F
	$\bar{x}^a)$ $s^b)$	\bar{x} s				
Jacobs Krönung, 500g	9,09 0,76	8,44 0,81	8,90 0,75	8,82 0,71	9,05 0,54	8,84 0,79
Melitta Cafe Auslese, 500g	8,42 0,87	8,15 0,88	8,07 0,79	8,49 0,74	8,46 0,78	8,27 0,73
Tchibo Beste Bohne, 2x250g	9,52 0,61	9,56 0,58	9,49 0,55	9,62 0,58	9,57 0,58	9,57 0,59
Handelsmarke Kaffee Mild, 500g	n.d.	n.d.	6,65 0,59	6,61 0,55	n.d.	n.d.
Bonne Maman Konfitüre Extra Erdbeer, 450g	2,92 0,01	3,60 0,19	3,46 0,13	3,91 0,12	n.d. ^{c)}	3,44 0,29
Zentis Extra Konfitüre Erdbeer, 450g	2,01 0,08	2,08 0,21	n.d.	n.d.	n.d.	2,01 0,09
Zörbiger Guten Morgen Erdbeerkonfitüre, 450g	n.d.	1,55 0,03	n.d.	1,48 0,00	n.d.	1,57 0,01
Handelsmarke Konfitüre Erdbeer, 450g	n.d.	n.d.	1,52 0,04	2,17 0,17	n.d.	n.d.

- a) Durchschnittlicher Preis aus den im Untersuchungszeitraum verlangten Normal- und Sonderangebotspreisen (bezieht sich auf alle Preisstellungen des Datensatzes).
 b) Standardabweichung aus den im Untersuchungszeitraum verlangten Normal- und Sonderangebotspreisen (bezieht sich auf alle Preisstellungen des Datensatzes).
 c) Nicht distribuiert.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Daten der MADAKOM GmbH (schriftliche Mitteilung 29.7.1999).

Die Ergebnisse der deskriptiven Statistik belegen, dass bei „Zentis Extra Konfitüre Erdbeer“, „Zörbiger Guten Morgen Erdbeerkonfitüre“, „Tchibo Beste Bohne“ und den Handelsmarken bei Kaffee zwischen dem günstigsten und teuersten Anbieter nur sieben, neun, 13 bzw. vier Pfennig Preisunterschied lagen. Sehr deutliche Preisunterschiede sind beispielsweise bei „Bonne Maman Konfitüre Extra Erdbeer“ mit Preisdifferenzen von rund einer DM festzustellen. Auch hinsichtlich der Standardabweichung sind warengruppen- und produktspezifische Unterschiede erkennbar. Bei den Kaffeeprodukten fällt die Standardabweichung insgesamt deutlich höher aus als in der Warengruppe Konfitüre. Der niedrigere Wert der Standardabweichung für „Tchibo Beste Bohne“ und die geringen Preisdifferenzen zwischen den einzelnen Handelsunternehmen lassen vermuten, dass bei diesem Produkt der Einfluss des

Kaffeeröstern auf die Preisgestaltung im LEH besonders hoch ist, während bei den übrigen Herstellermarken für Kaffee eher preispolitische Entscheidungen der einzelnen Handelsunternehmen überwiegen. Aus der niedrigen Standardabweichung bei „Zörbiger Guten Morgen Erdbeerkonfitüre“ lässt sich eine hohe Preisstarrheit bei dieser, nur in einzelnen Handelsunternehmen und überwiegend in den neuen Bundesländern distribuierten Konfitüremarke ableiten.

5 Stabilisiert der Lebensmittelhandel die Nahrungsmittelpreise?

Die trotz vieler Preisaktionen im Querschnitt relativ starren Preise der Nahrungsmittel im LEH weisen darauf hin, dass dem LEH möglicherweise eine Stabilisierungsfunktion bei den Nahrungsmittelpreisen zukommt. Diese These ist auch politikrelevant: Sie wird im Zusammenhang mit der Liberalisierung der internationalen Agrarpolitik diskutiert.

Von der Agrarprotektion der Industrieländer, z. B. der EU, gehen tendenziell destabilisierende Wirkungen auf die Weltmarktpreise und stabilisierende Wirkungen auf den Inlandsmärkten aus. Analog würde eine Liberalisierung dieser Politik zu einer erhöhten Instabilität auf den heimischen Nahrungsmittelmärkten führen [TYERS/ANDERSON (1993)]. Gegen diese Argumentation wird oft angemerkt, dass ohne staatliche Preispolitik durch den LEH ein Stabilisierungsbeitrag bei den Nahrungsmittelpreisen geleistet werden würde.

Ob dieser Stabilisierungsbeitrag des LEH tatsächlich vorliegt, prüfen wir anhand des Kaffeemarktes mit einer Preistransmissionsanalyse. Der Kaffeemarkt bietet sich an, da das Rohprodukt Rohkaffee auf einem tendenziell instabilen Weltmarkt gekauft wird und, trotz einer inländischen Verbrauchsteuer auf Kaffee, ein liberales Aussenhandelsregime vorliegt.

Detaillierte Analysen von Preistransmissionselastizitäten in der Literatur [z. B. MCCORRISTON/MORGAN/RAYNER (1998)] zeigen, dass diese u. a. von der Aussenhandelspolitik und der Marktform beeinflusst werden. Auch die Art der Marktspannenkalkulation ist allerdings von Bedeutung. Unterstellen wir einen Wettbewerbsmarkt und einen liberalisierten Aussenhandel, so lässt sich bei **prozentualer Aufschlagskalkulation** folgender Preiszusammenhang darstellen:

$$(9) \quad p_V = p_I \cdot s .$$

p_V ist der Verbraucherpreis, p_I der Importpreis, jeweils ausgedrückt in der Importeurswährung. s ist die Stückspanne. Sie drückt den prozentualen Aufschlag für die komplementären Sach- und Dienstleistungen aus, die dem importierten Rohprodukt auf dem Weg vom Import

zum Verbraucher hinzugefügt werden. Nach totalem Differenzieren und Umformen in relative Änderungsraten folgt:

$$(10) \quad (dp_V / p_V) = (dp_I / p_I) + (ds / s).$$

Es ergibt sich als Preistransmissionselastizität:

$$(11) \quad \varepsilon_T = \frac{dp_V / p_V}{dp_I / p_I} = 1.$$

Bei prozentualer Aufschlagskalkulation ist eine Preistransmissionselastizität von Eins zu erwarten. Eine einprozentige Erhöhung des Importpreises beim Rohprodukt führt – ceteris paribus – zu einer einprozentigen Erhöhung des Verbraucherpreises beim Verarbeitungsprodukt.

Ein anderes Ergebnis erhalten wir bei **absoluter Aufschlagskalkulation**:

$$(12) \quad p_V = p_I + S.$$

S erfasst hier den Aufschlag für die komplementären Sach- und Dienstleistungen als Absolutbetrag. Totales Differenzieren und Umformen in relative Änderungsraten ergibt nun

$$(13) \quad \frac{dp_V}{p_V} = \frac{dp_I}{p_I} \cdot \frac{p_I}{p_V} + \frac{dS}{S} \cdot \frac{S}{p_V}.$$

Verändert sich nur der Importpreis, folgt für die Preistransmissionselastizität jetzt ein kleinerer Wert:

$$(14) \quad \varepsilon_T = \frac{dp_V / p_V}{dp_I / p_I} = \frac{p_I}{p_V}.$$

Bei absoluter Aufschlagskalkulation wird bei einprozentiger Veränderung des Rohstoffpreises eine prozentuale Veränderung des Verbraucherpreises in Höhe des Rohstoffkostenanteils erfolgen: $(p_I / p_V) < 1$.

Die Feststellung einer Stabilisierungsfunktion des LEH ist nun von der Art der Marktspannenkalkulation abhängig. Bei prozentualer (absoluter) Aufschlagskalkulation würde eine volle Weitergabe des Rohstoffpreises an die Verbraucher zu einer Preistransmissionselastizität von Eins (bzw. kleiner Eins (p_I / p_V)) führen. Der LEH wirkt demnach bei prozentualer Aufschlagskalkulation preisstabilisierend, wenn die Preistransmissionselastizität kleiner Eins ist. Der LEH wirkt bei absoluter Aufschlagskalkulation preisstabilisierend, wenn die Preistransmissionselastizität kleiner als der Rohstoffkostenanteil ist.

Um dies zu prüfen, werden jetzt empirische Preistransmissionselastizitäten ermittelt. Die zugrundeliegenden Scannerdaten sind Zeitreihendaten. Um festzustellen, ob diese mit der Methode der kleinsten Quadrate oder nach Grangers Repräsentationstheorem ermittelt werden müssen, wurde die Integrationsordnung verschiedener Kaffeepreisreihen geprüft. Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse.

Tabelle 4: DICKEY/FULLER-Tests zum Test der Integrationsordnung von Kaffeepreisreihen (Random Walk mit Konstante)^{a)}

Variablen	Originaldaten	Erste Differenzen
Dallmayr Prodomo, Unternehmen C ($n = 139$)	-4,187 ^{***2}	•
Handelsmarke mild, Unternehmen C ($n = 140$)	-1,732 ^a	•
Jacobs Krönung, Unternehmen C ($n = 143$)	-8,884 ^{***}	•
Dallmayr Prodomo, Unternehmen D ($n = 136$)	-3,477 ^{***}	•
Handelsmarke mild, Unternehmen D ($n = 138$)	-1,878 ^a	•
Jacobs Krönung, Unternehmen D ($n = 139$)	-2,067 [*]	•
Indikatorpreis in DM/500g ($n = 33$)	-1,154	-3,878 ^{***}
Indikatorpreis in \$/500g ($n = 33$)	-0,830	-4,113 ^{***}
Wechselkurs (DM/\$) ($n = 33$)	-1,945 ^a	-3,625 ^{***}

a) Logarithmierte Daten. In der Tabelle sind die berechneten Testgrößen angegeben, die zum Test der Nullhypothese $H_0: \beta = 1$ mit dem jeweiligen kritischen Testwert verglichen wurden. *** (**, *, a) statistisch signifikant auf dem 99,9 %- (99 %-, 95 %-, 90 %-) Niveau. • bedeutet: nicht ausgewiesen.

Quelle: Eigene Berechnungen nach den Daten der MADAKOM GmbH (schriftliche Mitteilung 29.7.1999), ICO (2001), DEUTSCHE BUNDESBANK (2001 und frühere Jahrgänge).

Die Ergebnisse des DF- und ADF-Tests für die Preisreihen der einzelnen Kaffeemarken belegen, dass der Nullhypothese $\beta = 1$ nicht zugestimmt werden kann. Die Verbraucherpreise der einzelnen Kaffeemarken sind demnach stationär. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu bisherigen Untersuchungen mit Preisdaten auf der Lebensmitteleinzelhandelsebene. So wurden beispielsweise für Kaffee [FEUERSTEIN (2002)], Schweinefleisch [PFAFF (2001), S. 158] oder Bananen [WEIB (1995), S. 187f.] nicht-stationäre Eigenschaften der Verbraucherpreise bestätigt. Allerdings wurden in diesen Studien Verbraucherpreise herangezogen, die auf aggregierten Daten des Lebensmitteleinzelhandels beruhen und beispielsweise vom Statistischen Bundesamt oder der Zentralen Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP) veröffentlicht werden. Keine der Studien verwendete Scannerdaten einzelner Geschäfte. Ein weiterer Unterschied besteht in der betrachteten Untersuchungsperiode von teilweise bis zu 20 Jahren.

Allein die Ergebnisse zu den Indikatorpreisen der Internationalen Kaffeorganisation oder dem Wechselkurs deuten darauf hin, dass diese nicht-stationär und $I(1)$ sind. Die Preisreihen der Kaffeemarken sind dagegen $I(0)$, haben also die Integrationsordnung Null und sind stationär.

Ein Vorgehen mit Hilfe des Grangerschen Repräsentationstheorems war deshalb nicht möglich, um die Kaffeepreise im LEH zu erklären.

Stattdessen wurden multiple Regressionsanalysen durchgeführt, um die Preistransmission zwischen Import- und Verbraucherpreisen zu ermitteln. Tabelle 5 zeigt ausgewählte Ergebnisse.

Tabelle 5: Trivariater Ansatz zur Untersuchung der Preistransmission zwischen Rohstoffpreis und Verbraucherpreis bei Kaffee^{a)}

	Konstante	$\ln p^{IUS}$	WK	\bar{R}^2	DW
$\ln p_{\text{Dallmayr Prodomo (C)}}$	1,9857 ^{***5} (12,41)	0,2269 ^{***} (4,45)	0,2740 (0,96)	0,54	1,93
$\ln p_{\text{Dallmayr Prodomo (D)}}$	2,4200 ^{***} (21,83)	0,0844 [*] (2,14)	-0,3279 ^a (-1,82)	0,77	2,20
$\ln p_{\text{Jacobs Krönung (C)}}$	1,6395 ^{***} (9,71)	0,1871 ^{**} (2,86)	0,7779 [*] (2,53)	0,32	1,81
$\ln p_{\text{Jacobs Krönung (D)}}$	2,1369 ^{***} (8,25)	0,2665 ^{**} (3,02)	-0,1870 (-0,44)	0,80	1,43
$\ln p_{\text{Handelsmarke (C)}}$	0,6122 ^{***} (6,65)	0,1164 (0,16)	0,5490 (1,42)	0,89	0,94
$\ln p_{\text{Handelsmarke (D)}}$	7,7439 ^{***} (7,62)	0,1266 (1,62)	0,1549 (0,44)	0,86	1,27

a) p^{IUS} = Indikatorpreis für Rohkaffee in US-Dollar; WK = Wechselkurs DM/US-Dollar; \bar{R}^2 bezeichnet das korrigierte Bestimmtheitsmaß; DW den Durbin-Watson-Koeffizienten. *** (**, *, a): statistisch signifikant auf dem 99,9 %- (99 %-, 95 %-, 90 %-) Niveau.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Daten der MADAKOM GmbH (schriftliche Mitteilung 29.7.1999), ICO (2001), DEUTSCHE BUNDESBANK (2001 und frühere Jahrgänge).

Es zeigt sich, dass die Verbindung zwischen dem Indikatorpreis für Rohkaffee in US-Dollar und dem Verbraucherpreis am Point of Sale bei einzelnen Marken schwach ist. Die Preistransmissionselastizitäten der Herstellermarken lagen zwischen 0,08 (Dallmayr Prodomo in Unternehmen D) und 0,27 (Jacobs Krönung in Unternehmen D). Bei den beiden Handelsmarken konnte kein statistisch signifikanter Preiszusammenhang festgestellt werden.

Wenn wir die geschätzten Preistransmissionskoeffizienten mit einer vollständigen Preistransmission unter der Annahme eines absoluten bzw. relativen Markups vergleichen, liefert uns Tabelle 6 weitere Erkenntnisse. In allen Fällen ist das Konfidenzintervall für die Preistransmissionselastizität bei den Markenprodukten weit unter Eins. Die These eines prozentualen Markups und vollkommener Weitergabe von (prozentualen) Rohstoffpreisänderungen können wir bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % eindeutig verwerfen. Bei den Handelsmarken

konnte keine signifikant von Null verschiedene Preistransmissionselastizität nachgewiesen werden

Tabelle 6: Zum Test auf preisstabilisierendes Verhalten des Lebensmitteleinzelhandels bei Markenprodukten im Kaffeebereich

	Punktschätzung von ε^T	95 %-Konfidenzintervall		ε^T bei vollkommener Preistransmission und	
		Untere Schranke	Obere Schranke	prozentualem Markup	absolutem Markup
Dallmayr Prodomo (C)	0,2269	0,1226	0,3312	1	0,314
Dallmayr Prodomo (D)	0,0844	0,0037	0,1651	1	0,314
Jacobs Krönung (C)	0,1871	0,0533	0,3209	1	0,345
Jacobs Krönung (D)	0,2665	0,0860	0,4470	1	0,350
Handelsmarke (C)	0,1164	--	--	1	0,463
Handelsmarke (D)	0,1266	--	--	1	0,463

Quelle: MÖSER (2002) und eigene Berechnungen aus Tabelle 5.

werden. Dort ist offensichtlich bei $\varepsilon^T = 0$ keine Weitergabe von Rohstoffpreisänderungen – weder bei prozentualem noch absolutem Markup – gegeben. Offenbar wirkt der LEH mit seiner Preissetzung bei den Handelsmarken stabilisierend für die Verbraucherpreise. Bei den Herstellermarken können wir in zwei Fällen jeweils erkennen, dass das Konfidenzintervall unter dem Rohstoffkostenanteil liegt bzw. den Rohstoffkostenanteil einschließt. Die These absoluter Markups und vollständiger Preistransmission kann in zwei Fällen widerlegt und in zwei Fällen nicht widerlegt werden. In zwei Fällen (Dallmayr Prodomo (D), Jacobs Krönung (C)) kann bei absoluter Spannenkalkulation ein preisstabilisierender Einfluss ermittelt werden.

Zusammenfassend deuten die Ergebnisse auf absolute und nicht prozentuale Spannenkalkulation im LEH und eine gewisse preisstabilisierende Wirkung des LEH hin. Weitere Analysen für eine größere Zahl von Produkten sollten aber folgen.

6 Zusammenfassung

Ziel des Beitrags ist es, das Preissetzungsverhalten am Point of Sale im Lebensmitteleinzelhandel (LEH) theoretisch zu erklären und für die Warengruppen der Frühstücksprodukte anhand von Scannerdaten empirisch zu analysieren. Folgende Hauptergebnisse lassen sich festhalten:

1. Die Theorie optimaler Preispolitik im Mehrproduktunternehmen besagt, dass die direkte Preiselastizität der Nachfrage, die Grenzkosten sowie alle Kreuzpreiselastizitäten zu komplementären und substitutiven Gütern die gewinnmaximalen Preise bestimmen. Neben dieser Erklärung eines gewinnmaximalen Preisniveaus gibt es allerdings gute Gründe, im LEH auch intertemporale Preisänderungen in der Form von Sonderangeboten bei Leitprodukten vorzunehmen. Gleichzeitig können, z. B. als Folge von Preisänderungskosten, relativ starre Preise einer großen Zahl anderer Produkte im LEH optimal sein.

2. Die empirische Analyse beruht auf Auswertungen von Scannerdaten für Frühstückserzeugnisse im LEH im Zeitraum September 1996 – Juni 1999. Bei allen Produkten der untersuchten Warengruppe zeigt sich, dass das Gesetz des einheitlichen Preises zwischen Handelsorganisationen nicht gilt. Allerdings ist das Ausmaß von Preisdifferenzen je nach Produkt unterschiedlich. Die Bedeutung von Sonderangeboten im LEH ist groß; im Durchschnitt von 20 Warengruppen wurde alle zwei Wochen ein Produkt einer Warengruppe preisreduziert angeboten.
3. Preisaktionen spielen im LEH bei Markenprodukten von Nahrungsmitteln eine bedeutende Rolle. Allerdings ist die Zahl der Preisaktionen und die Preisinstabilität zwischen Produkten und zwischen Produktgruppen sehr unterschiedlich. In 144 Kalenderwochen fanden bei Einzelprodukten bis zu 90 Preisaktionen statt, während andere Markenprodukte ohne eine einzige Preisaktion waren. Es gibt somit Marken mit relativ hoher Preisvariabilität, wobei andere Studien zeigen, dass Verbraucher darauf mit Preiselastizitäten der Nachfrage reagieren, die im Absolutwert weit über Eins liegen. Überwiegend ist die Preisinstabilität bei den untersuchten Markenprodukten aber, z. B. gemessen an Preisinstabilitäten im internationalen Handel, sehr niedrig. Insgesamt deutet dies eher auf Preisrigidität als Preisvariabilität hin.
4. Weitergehend wurde am Beispiel von Hersteller- und Handelsmarken bei Kaffee die Frage untersucht, ob der LEH eine stabilisierende Rolle bei der Preisbildung von Nahrungsmitteln auf der Verbraucherebene spielt. Wäre dies so, könnte vermutet werden, dass auch bei einer Liberalisierung des internationalen Agrarhandels die höhere Preisinstabilität auf Erzeuger- und Weltmarktebene nicht in vollem Umfang an die Verbraucher weitergegeben werden würde. Die quantitative Analyse zeigt weit unter Eins liegende Preistransmissionselastizitäten, die generell näher beim Rohstoffkostenanteil als bei Eins liegen. Dies deutet eher auf eine absolute als auf eine prozentuale Spannenbildung im LEH hin, was auch bei vollkommener Weitergabe von Rohstoffkostenänderungen eher stabilisierend wirken würde. Die Preistransmissionselastizität ist allerdings auch überwiegend unter dem Rohstoffkostenanteil, so dass auch bei absoluter Markuppreisbildung eine gewisse stabilisierende Rolle des LEH abgeleitet werden kann.

Die vorliegende Untersuchung zeigt, dass intertemporale Preisvariationen ein bedeutendes Marketinginstrument des LEH am Point of Sale sind, um starke Mengeneffekte im Verbrauch herbeizuführen. Trotzdem sind bei einer ganzen Reihe von untersuchten Markenprodukten die Verkaufspreise am Point of Sale relativ stabil. Die Ergebnisse zur Preisrigidität und zur Stabilisierungsfunktion des LEH muß allerdings in der zukünftigen Forschung für eine noch größere Zahl von Produkten untersucht und bestätigt werden.

Literatur

- AZZAM, A. M. (2001), Slotting Allowances and Price-Cost Margins: A Note. "Agribusiness", Vol. 17, No. 3, S. 417-422.
- BALL, L. und D. ROMER (1991), Sticky Prices as Coordination Failure. "The American Economic Review", Vol. 81, No. 3, S. 539-552.

- BLINDER, A. S., CANETTI, E., LEBOW, D. und RUDD, J. (1998), Asking about Prices. A New Approach to Understanding Price Stickiness. New York.
- BLOCH, H. und M. OLIVE (2001), Pricing over the Cycle. "Review of Industrial Organization", Vol. 19, No. 1, S. 99-108.
- BUSCHLE, S. (1997), Interregionale Preisunterschiede im Lebensmitteleinzelhandel. Materialien des Zentrums für regionale Entwicklungsforschung, Bd. 42, Giessen.
- CAPPS, O. Jr. (1989), Utilizing Scanner Data to Estimate Retail Demand Functions for Meat Products. "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 71, No. 3, S. 750-760.
- CARLTON, D. W. (1986), The Rigidity of Prices. "The American Economic Review", Vol. 76, No. 4, S. 637-658.
- CARLTON, D.W. (1989), The Theory and Facts About How Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics? In: SCHMALENSEE, R. und R. D. WILLIG (eds.), Handbook of Industrial Organization. Vol. 1. Amsterdam: North-Holland, S. 910-946.
- CARLTON, D. W. und J. M. PERLOFF (1994), Modern Industrial Organization. New York, NY: Harper Collins.
- CENTRALE FÜR COORGANISATION GMBH (Hrsg.) (1997), Efficient Consumer Response (ECR) – eine Materialsammlung. Köln.
- CUDDY, J. D. A. und P. A. DELLA VALLE (1978), Measuring the Instability of Time Series Data. "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", Vol. 40, S. 79-85.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2001), Devisenkursstatistik. Statistische Beihefte zu den Monatsberichten sowie frühere Ausgaben. Frankfurt am Main.
- GORDON, R. J. (1981), Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment. "The Journal of Economic Literature", Vol. XIX, No.2, S.493-530.
- FEUERSTEIN, S. (2002), Do Coffee Roasters Benefit from High Prices of Green Coffee. "International Journal of Industrial Organisation", Vol. 20, S.89-118.
- GARMAN, D. M. und D. J. RICHARDS (1991), Monetary Shocks, Market Structure and Administered Prices. "Southern Economic Journal", Vol. 58, No. 1, S. 29-42.
- GEROSKI, P. A. (1992), Price Dynamics in UK Manufacturing: A Microeconomic View. "Economics", Vol. 59, No. 236, S. 403-419.
- HEIDEL, B. (1990), Scannerdaten im Einzelhandelsmarketing. (Beiträge zur betriebswirtschaftlichen Forschung 68), Wiesbaden: Gabler-Verlag.
- HERRMANN, R.; A. MÖSER, E. WERNER (2002), Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. "Agrarwirtschaft", Jg. 52, Heft 2, S. 99-111.
- HOCH, S. J., B.-D. KIM, A. L. MONTGOMERY und P. E. ROSSI (1995), Determinants of Store-Level Price Elasticity. "Journal of Marketing Research", Vol. XXXII, No. 1, S. 17-29.
- ICO (INTERNATIONAL COFFEE ORGANISATION) (2001), Indicator Prices. Online im Internet: www.ico.org.
- KASHYAP, A. K. (1995), Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs. "Quarterly Journal of Economics", Vol. 110, Issue 1, S. 245-274.
- LACH, S. und D.TSIDDON (1992), The Behavior of Prices and Inflation: An Empirical Analysis of Disaggregated Data. "Journal of Political Economy", Vol.100, No.2, S.349-389.

- LACH, S. und D. TSIDDON (1996), Staggering and Synchronization in Price Setting: Evidence from Multiproduct Firms. "The American Economic Review", Vol. 86, No. 5, S. 1175-1196.
- LEVY, D., S. DUTTA und M. BERGEN (2002), Heterogeneity in Price Rigidity: Evidence from a Case Study Using Microlevel Data. "Journal of Money, Credit and Banking", Vol.34, No.1, S.197-220.
- LEVY, D., M. BERGEN, S. DUTTA und R. VENABLE (1997), The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains. "Quarterly Journal of Economics", Vol.112, Issue 3, S.791-825.
- LEVY, D., S. DUTTA, M. BERGEN und R. VENABLE (1998), Price Adjustment at Multiproduct Retailers. "Managerial and Decision Economics", Vol.19, No.2, S. 81-120.
- LITTLE, J. D. C. und J. F. SHAPIRO (1980), A Theory for Pricing Nonfeatured Products in Supermarkets. "Journal of Business", Vol. 53, No. 3, S. 199-209.
- MADAKOM GmbH (Hrsg.) (1996), Effizienter Einsatz von Scannerdaten. Köln.
- MADAKOM GmbH (Hrsg.) (1999a), MADAKOM Pool für Scannerdaten. Köln: 29.07.1999.
- MADAKOM GmbH (1999b), Schriftliche Mitteilung durch Herrn T. BARTRAM, 17. August 1999.
- MANKIW, N.G. (1985), Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. "Quarterly Journal of Economics", Vol.100, Issue 2, S.529-538.
- MCCORRISTON, S., C. W. MORGAN und A. J. RAYNER (1998), Processing Technology, Market Power and Price Transmission. "Journal of Agricultural Economics", Vol. 49, No. 2, 185-201.
- MÖSER, A. (2002), Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel – Theorie und empirische Tests. Dissertation, Giessen, im Druck.
- NIEHANS, J. (1956), Preistheoretischer Leitfaden für Verkehrswissenschaftler. "Schweizerisches Archiv für Verkehrswissenschaft und Verkehrspolitik", Bd. 11, S. 293-320.
- OKUN, A. (1981), Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis. Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- PFÄFF, K. (2001), Wettbewerbsanalyse im Rahmen der Industrieökonomik: Theorie und empirische Anwendung auf den hessischen Fleischmarkt. "Agrarwirtschaft", Sonderheft 170, Bergen.
- REIBSTEIN, D. J. und H. GATIGNON (1984), Optimal Product Line Pricing: The Influence of Elasticities and Cross-Elasticities. "Journal of Marketing Research", Vol. 21, No. 3, S. 259-267.
- ROTEMBERG, J. (1982), Sticky Prices in the United States. "Journal of Political Economy", Vol. 90, No. 5, S. 1187-1211.
- SCHÄFER, R. (1997), Die Absatzeffekte von Verkaufsförderung im Lebensmitteleinzelhandel. Theoretische Analyse und empirische Messung am Beispiel Wein. (Giessener Schriften zur Agrar- und Ernährungswirtschaft, Heft 26) Frankfurt: DLG-Verlag.
- SELTEN, R. (1970), Preispolitik der Mehrproduktunternehmung in der statischen Theorie. (Ökonometrie und Unternehmensforschung, Bd. XVI), Berlin, Heidelberg, New York.
- SIMON, H. (1992), Preismanagement. Analyse – Strategie – Umsetzung. 2. vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage, Wiesbaden.

SLADE, M. E. (1998), Optimal Pricing with Costly Adjustment: Evidence from Retail Grocery Prices. "Review of Economic Studies", Vol. 65 (1), S. 87-107.

SOBEL, J. (1984), The Timing of Sales. "Review of Economic Studies", Vol. 51, S. 353–368.

TYERS, R. und K. ANDERSON (1993), Disarray in World Food Markets: A Quantitative Assessment. Cambridge University Press: Cambridge.

WEISS, C. R. (1993), Preisrigidität und Marktstruktur. Eine theoretische und empirische Analyse, Berlin, Bern, New York, Paris.

WEIß, D. (1995), Preis- und Wechselkurstransmission auf Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft – theoretische Analyse und empirische Zusammenhänge am Beispiel des Bananenmarktes. Giessen.

AGRARÖKONOMISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE
– DISCUSSION PAPERS IN AGRICULTURAL ECONOMICS –

- Nr. 1 – 19: siehe Agrarökonomische Diskussionsbeiträge Nr. 66.
20. Peter WEHRHEIM, The Integration of the EFTA Member States, Sweden, Finland, Norway, Austria and Switzerland into the EC: Impacts on Agriculture. August 1993, 22 Seiten.
 21. Roland HERRMANN, Methoden zur Messung von Agrarprotektion. September 1993, 15 Seiten. (etwas geänderte Fassung erschienen in "WiSu"-Das Wirtschaftsstudium", Jg.22 (1993), H.10, S.861-874)
 22. Marie Leigh LIVINGSTON, Designing Water Institutions: Market Failures and Institutional Response. November 1993, 25 Seiten.
 23. Charlotte HAGNER, Nachfrage nach Produkten des ökologischen Landbaus - Stand der Literatur und Ergebnisse einer ökonomischen Nachfrageanalyse für Müsliprodukte. Januar 1994, 45 Seiten.
(überarbeitete und stark gekürzte Fassung erschienen unter dem Titel "Die Nachfrage nach Müsliprodukten - Gibt es eine zusätzliche marginale Zahlungsbereitschaft für die Eigenschaft "Bio"?" in "Agrarwirtschaft", Jg.43 (1994), H.10, S.362-368)
 24. Roland HERRMANN und Dietmar WEIß, A Welfare Analysis of the EC-ACP Sugar Protocol. Februar 1994, 33 Seiten.
(veränderte und gekürzte Fassung erschienen in "The Journal of Development Studies", Vol.31 (1995), No.6, S.918-941)
 25. Roland HERRMANN, Ausmaß und Struktur der Agrarprotektion im weltweiten Vergleich. Juni 1994, 16 Seiten.
(etwas geänderte Fassung erschienen in "WiSu - Das Wirtschaftsstudium", Jg.23 (1994), H.4, S.377-386)
 26. Patricia GORN, Der politische Markt für Agrarprotektion - Theoretische Erklärung und empirische Schätzungen im internationalen Querschnittsvergleich. Juli 1994, 27 Seiten.
(eine veränderte und gekürzte Fassung erschienen in "Agrarwirtschaft", Jg.43 (1994), H.12, S.430-442)
 27. Roland HERRMANN und Hellen OMMEH, Exchange Rate Devaluation and the Contribution of Agriculture to the Current Account: The Case of Kenya. August 1994, 30 Seiten.
(leicht veränderte Fassung erschienen in "Quarterly Journal of International Agriculture (Zeitschrift für ausländische Landwirtschaft)", Vol.34 (1995), No.1, S.6-31)
 28. Ernst-August NUPPENAU, Land Reform and Government Expenditures for Emerging Small-Scale Farmers: A Mathematical Analysis of Optimal Timing. März 1995, 22 Seiten.
 29. Charlotte HAGNER, Instrumente zur Förderung des ökologischen Landbaus und der Extensivierung in der Landwirtschaft. März 1995, 44 Seiten.
 30. Nikolaus GOTSCH, Roland HERRMANN und Günter PETER, Wie beeinflusst eine Spezialisierung der Entwicklungsländer auf Agrarexporte die Armutssituation? Dezember 1995, 50 Seiten.
(leicht veränderte Fassung erschienen in "Berichte über Landwirtschaft", Bd.74 (1996), S.298-326)
 31. Jörg FÜHRER, Regionenspezifische Akzeptanz des Hessischen Kulturlandschaftsprogramms. Empirischer Befund und ökonomische Bestimmungsfaktoren. Januar 1996, 33 Seiten.
 32. Roland HERRMANN, Axel REINHARDT und Christel ZAHN, Wie beeinflusst die Marktstruktur das Marktergebnis? - Ein empirischer Test am Beispiel von Produktinnovationen in der Ernährungswirtschaft. Januar 1996, 26 Seiten.
(etwas veränderte und gekürzte Fassung erschienen in "Agrarwirtschaft", Jg.45 (1996), H.4/5, S.186-196)
 33. Nikolaus GOTSCH, Future Biological-technological Progress in Cocoa: Results of a Delphi Survey. März 1996, 40 Seiten.
(ein Teil wurde veröffentlicht unter dem Titel "Cocoa Crop Protection: An Expert Forecast on Future Progress, Research Priorities and Policy with the Help of the Delphi Survey" in "Crop Protection", Vol.16 (1997), No.3, S.227-233)

34. Charlotte HAGNER, Tee und Baumwolle aus kontrolliert biologischem Anbau - Wie hat sich der Markt in Deutschland entwickelt? Mai 1996, 37 Seiten.
35. G. Cornelis VAN KOOTEN, Jennifer WOHL und Arlene ELLS, Fuzzy Measures for a Fuzzy Concept: A New Approach to Nonmarket Valuation. Juni 1996, 27 Seiten.
36. G. Cornelis VAN KOOTEN, Benefits of Improving Water Quality in Southwestern British Columbia: An Application of Economic Valuation Methods. Juli 1996, 15 Seiten.
37. Claudia RÖDER, Zum Zusammenhang von Wissen und Ernährung - eine empirische Analyse. September 1996, 34 Seiten.
(veränderte Fassung ist erschienen unter dem Titel "Nahrungsmittelnachfrage, Ernährungsqualität und die Rolle von ernährungsbezogenen Einstellungen und Wissen" in "Zeitschrift für Gesundheitswissenschaften", Jg.7, Heft 1, S.53-74)
38. Roland HERRMANN, Economic Implications of the New European Banana Market Regime: The Case of Germany. November 1996, 26 Seiten.
39. P. Michael SCHMITZ und Michaela HOFFMANN, Landwirtschaft und Makroökonomie - Abbildung ausgewählter Zusammenhänge mit einem VAR-Modell. November 1996, 29 Seiten.
40. Roland HERRMANN, The Distribution of Product Innovations in the Food Industry: Economic Determinants and Empirical Tests for Germany. Dezember 1996, 22 Seiten.
(etwas veränderte Fassung erschienen in "Agribusiness - An International Journal", Vol.13 (1997), No.3 (May/June), S.319-334)
41. Manfred WIEBELT, Allgemeine Wirtschaftspolitik und Agrarsektorentwicklung in Entwicklungsländern - Eine allgemeine Gleichgewichtsanalyse. Februar 1997, 31 Seiten.
(als erweiterte Fassung erschienen unter dem Titel "Wie beeinflusst die allgemeine Wirtschaftspolitik die Landwirtschaft? Transmissionsmechanismen und ihre quantitative Bedeutung" in "Berichte über Landwirtschaft", Band 75 (1997), Heft 4, S.515-538)
42. Kerstin PFAFF und Eva BEIMDICK, Der internationale Teemarkt: Marktüberblick, Protektionsanalyse und Entwicklung ökologisch erzeugten Tees. Februar 1997, 38 Seiten.
43. Anke GIERE, Roland HERRMANN und Katja BÖCHER, Wie beeinflussen Ernährungsinformationen den Nahrungsmittelkonsum im Zeitablauf? Konstruktion eines Ernährungsinformationsindex und ökonometrische Analyse des deutschen Butterverbrauchs. Mai 1997, 44 Seiten.
(gekürzte und geänderte Fassung erschienen unter dem Titel "Ernährungsinformationen und Nahrungsmittelkonsum: Theoretische Überlegungen und empirische Analyse am Beispiel des deutschen Buttermarktes" in "Agrarwirtschaft", Jg.46 (1997), Heft 8/9, S.283-293)
44. Joachim KÖHNE, Die Bedeutung von Preisverzerrungen für das Wirtschaftswachstum der Reformländer in Mittel- und Osteuropa. September 1997, 16 Seiten.
45. Christoph R. WEISS, Firm Heterogeneity and Demand Fluctuations: A Theoretical Model and Empirical Results. September 1997, 16 Seiten.
46. Roland HERRMANN und Claudia RÖDER, Some Neglected Issues in Food Demand Analysis: Retail-Level Demand, Health Information and Product Quality. Oktober 1997, 27 Seiten.
(überarbeitete Fassung erschienen in „Australian Journal of Agricultural and Resource Economics“, Vol.42, No.4, 1998, S.341-367)
47. Timothy JOSLING, The WTO, Agenda 2000 and the Next Steps in Agricultural Policy Reform. Mai 1998, 46 Seiten.
48. Kerstin PFAFF, Marktstruktur- und Preisasymmetrieanalyse der Fleischbranche in Mittelhessen. September 1998, 60 Seiten.
49. Kerstin PFAFF und Marc-C. KRAMB, Veterinärhygiene- und Tierseuchenrecht: Bedeutender Standortnachteil für Erzeuger und Schlachthöfe in Hessen? Oktober 1998, 22 Seiten.
50. Axel REINHARDT, Determinanten der Investitionsaktivitäten der Ernährungsindustrie. Empirische Ergebnisse für die deutsche Fruchtsaftindustrie. Dezember 1998, 34 Seiten.
51. Roland HERRMANN, Claudia RÖDER und John M. CONNOR, How Market Structure Affects Food Product Proliferation: Theoretical Hypotheses and New Empirical Evidence for the U.S. and the German Food Industries. Februar 1999, 58 Seiten.

52. Roland HERRMANN und Richard SEXTON, Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. März 1999, 60 Seiten.
(ein Teil wurde in stark veränderter Form unter dem Titel "Market Conduct and Its Importance for Trade Policy Analysis: The European Banana Case" veröffentlicht in: MOSS, C., G. RAUSSER, A. SCHMITZ, T. TAYLOR und D. ZILBERMAN (eds.) (2001), Agricultural Globalization, Trade and the Environment. Dordrecht: Kluwer Academic Press)
53. Stanley R. THOMPSON und Martin T. BOHL, International Wheat Price Transmission and CAP Reform. Juni 1999, 11 Seiten.
54. Michaela KUHL und P. Michael SCHMITZ, Macroeconomic Shocks and Trade Responsiveness in Argentina – A VAR Analysis. Juni 1999, 19 Seiten und Anhang.
(erschienen in "Konjunkturpolitik", Jg. 46, 2000, Heft 1/2, S. 62-92)
55. Roland HERRMANN, Johannes HARSCHKE und Kerstin PFAFF, Wettbewerbsnachteile der Landwirtschaft durch unvollkommene Märkte und mangelnde Erwerbsalternativen? Juni 1999, 17 Seiten.
(etwas gekürzte Fassung erschienen in "Zeitschrift für Kulturtechnik und Landentwicklung", Heft 5/6, 1999, S.282-288)
56. Stanley R. THOMPSON und Wolfgang GOHOUT, CAP Reform, Wheat Instability and Producer Welfare. August 1999, 15 Seiten.
57. Silke SCHUMACHER, Nachwachsende Rohstoffe in Hessen: Analyse und Bewertung anhand des Fallbeispiels Raps. August 1999, 24 Seiten.
58. Ernst-August NUPPENAU, Nature Preservation as Public Good in a Community of Farmers and Non-Farm Residents: Applying a Political Economy Model to Decisions on Financial Contributions and Land Allocation. August 1999, 40 Seiten.
(wurde in veränderter Form unter dem Titel "Public Preferences, Statutory Regulations and Bargaining in Field Margin Provision for Ecological Main Structures" veröffentlicht in "Agricultural Economics Review", Vol. 1, No. 1, (2000), S. 19-32)
59. Stanley R. THOMPSON, Roland HERRMANN und Wolfgang GOHOUT, Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. März 2000, 18 Seiten.
(erschienen in "American Journal of Agricultural Economics", Vol. 82 (2000), No. 3, S. 718-726)
60. Roland HERRMANN, Marc KRAMB und Christina MÖNNICH, The Banana Dispute: Survey and Lessons. September 2000, 29 Seiten.
61. Roland HERRMANN, Stephanie KRISCHIK-BAUTZ und STANLEY R. THOMPSON, BSE and Generic Promotion of Beef: An Analysis for 'Quality from Bavaria'. Oktober 2000, 18 Seiten.
(eine geänderte Fassung erscheint in „Agribusines – An International Journal“, Vol. 18 (2002), No. 3)
62. Andreas BÖCKER, Globalisierung, Kartelle in der Ernährungswirtschaft und die Möglichkeit der Neuen Industrieökonomie zur Feststellung von Kollusion. November 2000, 37 Seiten.
63. Kerstin PFAFF, Linkages Between Marketing Levels in the German Meat Sector: A Regional Price Transmission Approach with Marketing-Cost Information. Mai 2001, 17 Seiten.
64. Roland HERRMANN, Anke MÖSER und Elke WERNER, Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel. Mai 2001, 28 Seiten.
(stark veränderte Fassung erschienen in „Agrarwirtschaft“, Jg. 51 (2002), Heft 2, S. 99-111)
65. Stanley R. THOMPSON, Wolfgang GOHOUT und Roland HERRMANN, CAP Reforms in the 1990s and Their Price and Welfare Implications: The Case of Wheat. Dezember 2001, 14 Seiten.
(erschienen in "Journal of Agricultural Economics", Vol. 53 (2002), No. 1, S. 1-13)
66. Andreas BÖCKER, Extending the Application of Experimental Methods in Economic Analysis of Food-Safety Issues: A Pilot Study on the Impact of Supply Side Characteristics on Consumer Response to a Food Scare. Juni 2002, 30 Seiten.
67. Andreas BÖCKER, Perception of Food Hazards – Exploring the Interaction of Gender and Experience in an Experimental Study. Juni 2002, 24 Seiten.
68. Roland HERRMANN und Anke MÖSER, Preisrigidität oder Preisvariabilität im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten. Juni 2002, 29 Seiten.