

Der Einfluss der Euro-Einführung auf die Preisentwicklung bei frischen Lebensmitteln in Deutschland

Von Thomas Glauben, Jens-Peter Loy und Julia Körner*

Abstract

The paper investigates the impact of the Euro-introduction on real price adjustments in German food retail stores. While other studies focus on rounding effects of the Euro to obtain attractive price, it is hypothesized here that both money illusion and menu costs might have lead to higher real prices after the Euro-introduction. Most studies focus on the behaviour of average prices. In this study price, adjustments in several store types are investigated. An autoregressive error correction approach is used to test for structural breaks in the long run price equilibrium. Weekly retail and wholesale prices for meats, fruits, and vegetables in the period from January 1998 until May 2003 are used. Only in a few cases real price increases were found; mostly real prices did not change significantly or did decrease.

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag widmet sich der empirischen Analyse des Einflusses der Euro-Einführung auf die Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel. Während sich bestehende Studien im Wesentlichen auf eurobedingte Preisrundungseffekte und andere preispsychologische Phänomene konzentrieren, wird in der vorliegenden Arbeit untersucht, ob Geldillusion bei den Marktteilnehmern und/oder Menu-Kosten der Währungsumstellung Preisanpassungen verursacht haben. Anhand eines Fehlerkorrekturmodells wird empirisch überprüft, ob etwaige Preissteigerungen in verschiedenen Geschäftstypen des Lebensmitteleinzelhandels die Folge der Euro-Einführung im Jahr 2002 waren. Die Datengrundlage bilden wöchentliche Preisnotierungen für verschiedene Obst-, Gemüse- und Fleischprodukte im Zeitraum von Januar 1998 bis Mai 2003. Die Ergebnisse legen nahe, dass der Einzelhandel die Währungsumstellung nicht systematisch zur Änderung der realen Preise genutzt hat. Die in der Öffentlichkeit vielfach diskutierten Vorbehalte gegen die preistreibende Wirkung des Euros lassen

* Die Autoren bedanken sich bei der ZMP (Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle) in Bonn für die Bereitstellung der Daten. Besonderer Dank gilt Hans Theo Erkes für seine Unterstützung.

sich bei den hier untersuchten Lebensmitteln und Geschäftstypen nur in Einzelfällen beobachten.

JEL Classification: L11, C81, Q13

Received: May 18, 2004

Accepted: March 28, 2007

1. Einleitung

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes verteuerte sich die Lebenshaltung in den ersten drei Monaten nach der Euro-Einführung gegenüber dem Vorjahreszeitraum um 1,9 %. Betrachtet man das gesamte Jahr 2002, dann sind die Verbraucherpreise sogar nur um 1,3 % gegenüber dem Vorjahr gestiegen (Statistisches Bundesamt, 2002). Damit ist der niedrigste Anstieg der Jahressteigerungsrate seit 1999 zu verzeichnen. Trotzdem kam es im Zuge der Euro-Einführung zu einer Flut von Medienberichten und Verbraucherklagen über die preistreibende Wirkung der neuen Währung.¹ Schlagzeilen wie „Die hässliche Seite des Euro“ (Spiegel Online, 2002a) und Vorwürfe der Verbraucher, dass etwa auf den Preisschildern nur das Währungszeichen ausgetauscht worden sei, deuteten auf merkliche Preissteigerungen im Zuge der Währungsumstellung hin.

Vor dem Hintergrund der moderaten Teuerungsraten der Lebenshaltung, wie sie das Statistische Bundesamt ermittelt hat, scheint die „Euro-Teuro-Debatte“ eher unverständlich (Sinn, 2002; Rasonyi, 2004; FAZ, 2005). Betrachtet man aber einzelne der rund 750 Waren und Dienstleistungen, die sich im Warenkorb des Statistischen Bundesamtes befinden, dann lassen sich Preiserhöhungen im ersten Quartal 2002 gegenüber dem Vorjahresquartal insbesondere bei den Produktgruppen Gemüse (14,3 %), Obst (6,3 %) und Fleisch (4,1 %) feststellen (IdW, 2002). Wenn nun Preissteigerungen zum Jahreswechsel 2001/2002 aufgetreten sind, stellt sich die Frage, ob diese auf die Währungsumstellung zurückzuführen sind. Gerade frische Produkte wie Obst und Gemüse unterliegen saisonalen Angebotsschwankungen, die sich unmittelbar auf die Verbraucherpreise auswirken können.

Die vorliegende Arbeit widmet sich der Untersuchung euroinduzierter Preisanpassungen im Lebensmitteleinzelhandel; ein Thema, das durch die Erhöhung der Mehrwertsteuer in 2007 zusätzlich an Aktualität gewinnt. Dazu erfolgt zunächst eine Diskussion theoretischer Ansätze zur Erklärung von möglichen Preissteigerungen im Zuge der Euro-Einführung, die auch marketing-orientierte Aspekte berücksichtigen. Während sich einige Studien (u. a. Aucremanne/Cornille, 2001; Diller/Brambach, 2002) im Wesentlichen auf

¹ Als Beispiele unter vielen seien genannt Spiegel Online (2002a,b), taz (2002), Die Welt (2002) sowie Heusinger/Uchatius (2002).

eurobedingte Preisrundungseffekte und auf das Phänomen der gefühlten Inflation konzentrieren (vgl. Brachinger, 2006; Stix, 2006; Wunder et al., 2006), stehen in der vorliegenden Studie euroinduzierte Preisanpassungen durch Geldillusion bei den Marktteilnehmern oder Menu-Kosten der Währungsumstellung im Vordergrund. Anhand eines Fehlerkorrekturmodells (FKM) wird überprüft, ob beobachtete Preissteigerungen bei verschiedenen Obst-, Gemüse- und Fleischprodukten in 2002 mit der Euro-Einführung im Zusammenhang stehen. Hierbei werden nur jene Änderungen identifiziert, die seit dem 1. Januar 2002 aufgetreten sind und nicht solche, die durch zeitlich vorgezogene oder verzögerte Reaktionen eintreten könnten. Insbesondere wird analysiert, ob sich Preisanpassungen im Zuge der Euro-Einführung in verschiedenen Ladentypen des Einzelhandels unterscheiden. Die Datenbasis bilden wöchentliche Groß- und Einzelhandelspreise verschiedener Geschäftstypen des Lebensmitteleinzelhandels für den Zeitraum Januar 1998 bis Mai 2003. Abschließend werden die Ergebnisse der Studie zusammengefasst.²

2. Theoretischer Hintergrund

Das Repertoire der heute vorherrschenden Standardökonomik liefert keine eindeutigen Hinweise, wie sich eine Währungsumstellung bzw. „Währungs-umbenennung“ auf die Verbraucherpreise und Handelsmargen auswirken könnte. Dies verwundert zunächst nicht, da mit der Euro-Einführung „dem Kind“ nur ein „anderer Name“ gegeben wurde: Aus 1,95583 DM ist 1 Euro geworden. Das heißt, an der realen Anreizstruktur bzw. der objektiven Situation wirtschaftlich rationaler Entscheidungsträger (Firmen und Verbraucher) hat sich *ceteris paribus* nichts geändert. Konsequenterweise wären keine Änderungen in den realen Konsumentenpreisen, sondern ausschließlich eine Umrechnung der nominalen Preise entsprechend des vorgegebenen Kurses zu erwarten gewesen. Verlässt man den „engen Mantel“ strenger standardökonomischer Rationalitätspostulate, so findet man in der bestehenden ökonomischen Literatur durchaus Konzepte, die reale Preisänderungen in Folge der Euro-Einführung erklären könnten. Im Wesentlichen lassen sich zwei Erklärungsansätze abgrenzen, die im Folgenden unter den Begriffen „Geldschleier des Euro“ und „Menu-Kosten des Euro“ firmieren.

Die Vermutung, dass der Geldschleier des Euros zu signifikanten realen Preisanpassungen um die Jahreswende 2001/2002 geführt haben könnte, beruht auf einer Analogie zur These der Nicht-Neutralität des Geldes, die spätes-

² In einer ersten Studie haben Glauben, Loy und Meyer (2004) für zwei Produkte (Eissalat und Hähnchen) für einen kürzeren Analysezeitraum Ergebnisse mit dem Fokus auf einzelne Geschäfte vorgelegt. Während bei den betrachteten Produkten keine im Mittel signifikanten Preiseffekte des Euros festzustellen sind, ließ sich für einen Teil der Geschäfte individuelle Preiseffekte nachweisen.

tens seit David Hume (1752) ein zentrales Thema der Ökonomik ist. Nicht-Neutralität impliziert, dass Individuen in nominalen Größen und nicht nur in realen Werten denken, wirtschaftlich entscheiden und damit einen gewissen Grad an Rationalität vermissen lassen.³ Dieser Zusammenhang wurde von verschiedenen Autoren zur Erklärung von volkswirtschaftlichen Phänomenen, wie z. B. Preisrigiditäten bei einer drastisch geänderten Geldmenge (Akerlof et al., 1996) genutzt. Außerdem scheint man damit auch die hohe Attraktivität von so genannten Signalpreisen oder psychologischen Preisen mit den wohlbekanntem „9er“ oder „5er“ Endungen in der preispolitischen Praxis des Einzelhandels oder auch Unterschiede zwischen wahrgenommenen und realen Preissteigerungen begründen zu können (Brachinger 2005, 2006; Fluch/Stix, 2005; Högl, 1989: 375; Schindler/Kirby 1997).

Die Verbreitung von attraktiven Preisen in der Marketingpraxis basiert im Wesentlichen auf der Annahme, dass zwischen „attraktiven“ und „unattraktiven“ Preisen bestimmte psychologische Preisschwellen bestehen,⁴ die zu diskontinuierlichen Verläufen der Preis-Absatz-Funktion führen (Gedenk/Sattler, 1999).⁵ Da durch eine exakte Umrechnung der attraktiven DM-Preise zwangsläufig gebrochene, preispsychologisch unvorteilhafte Euro-Preise entstehen, wäre eine Auf- oder Abrundung in attraktive Euro-Preise zu erwarten.⁶ Empirische Evidenz für „Euro-attraktive“ Preisanpassungen findet man bei Diller und Brambach (2002). Die Autoren berichten, dass im Konsumgüter-Einzel-

³ Geldillusion kann auch als „Framing-Effekt“ interpretiert werden. Demnach unterliegt ein Individuum der Geldillusion, wenn seine Handlungen davon abhängen, ob dieselbe Entscheidungssituation real oder nominal dargestellt wird (Tversky/Kahneman, 1981). Da einige Handlungen in einer Darstellung attraktiver wirken als in einer anderen, können unterschiedliche Darstellungen derselben Situation zu unterschiedlichen Handlungen führen. Nach Brandstätter et al. (2003) fällt das Framing-Konzept unter das allgemeinere Konzept des „Aufforderungscharakters der Situation“ nach Lewin (1926). Eine Übersicht empirischer Studien zum Framing-Effekt gibt Kühberger (1998). Für eine Anwendung auf den Finanzmarkt siehe u. a. Statman (1995) sowie Weber et al. (2000). Eine weitere Modellgruppe in diesem Zusammenhang sind die Risiko-Wahl-Modelle nach Atkinson (1957).

⁴ Der Begriff „psychological pricing“ geht auf Mason und Mayer (1990) zurück. Als alternative Bezeichnung hat sich weiterhin der Begriff „odd pricing“ nach Hawkins (1954) verbreitet.

⁵ Theorien zur Existenz dieser psychologischen Preise liegen vielfach vor. Eine Übersicht über die Motive auf Seiten der Konsumenten, die zu diesem Sprung in der Preis-Absatz-Funktion führen, stellen beispielsweise Stiving und Winer (1997) zusammen. Während die Theorien vornehmlich absatzsteigernde Begründungen anführen, liefern die empirischen Ergebnisse kein einheitliches Bild. Die Preise mit Endungen auf 9 können einen negativen, keinen oder einen positiven Effekt auf die Absatzmengen ausüben (vgl. u. a. Blattberg/Wisniewski, 1989; Stiving/Winer, 1997; Kalyanam/Shively, 1998).

⁶ Beispielsweise wäre eine Preisänderung in Folge der Euro-Einführung von 1,99 DM (1,02 Euro) auf 1,09 Euro (2,13 DM) eine euro-bedingte Preiserhöhung, während 0,99 Euro (1,94 DM) eine euro-induzierte Preissenkung darstellt.

handel zum Jahreswechsel 2001/02 nur knapp 30 % der Preise im Sinne dieser Preisoptik angepasst wurden, wobei mehr als doppelt so viele Abrundungen als Aufrundungen beobachtet wurden. Aus der Studie lässt sich folgern, dass eine preisoptische Verteuerung der Einzelhandelspreise im Zuge der Währungsumbenennung nur eingeschränkt eingetreten ist.⁷ Im Kontext der Euro-Bargeldeinführung weisen neuere empirische Studien (Brachinger, 2006; Stix, 2006; Wunder et al., 2006) auch auf Unterschiede zwischen tatsächlichen Preisanpassungen nach der Einführung des Euros und von den Konsumenten wahrgenommenen Preissteigerungen hin. So stellen etwa Wunder et al. heraus, dass mit der Euro-Bargeldeinführung eine deutlich höhere Unzufriedenheit von Verbrauchern mit ihrer finanziellen Situation einherging.

Mit der Einführung des Euro kam es zu einer drastischen Veränderung nominaler monetärer Größenordnungen. Folgt man der Geldillusionsthese, dann neigen Wirtschaftssubjekte, insbesondere Händler und Verbraucher, in gewissem Maße dazu, weiterhin in den bisherigen monetären Einheiten zu budgetieren. Beispielsweise könnten Konsumenten die „neuen“ drei Euro für ein Pfund Kaffee als günstiger wahrnehmen als die „alten“ sechs DM (genau: 5,85 DM) und eher geneigt sein, einen real höheren Preis zu zahlen oder mehr Kaffee zu kaufen. Analog könnten auch Unternehmen der Illusion des Geldes unterliegen und verleitet werden, reale Preiserhöhungen vorzunehmen.

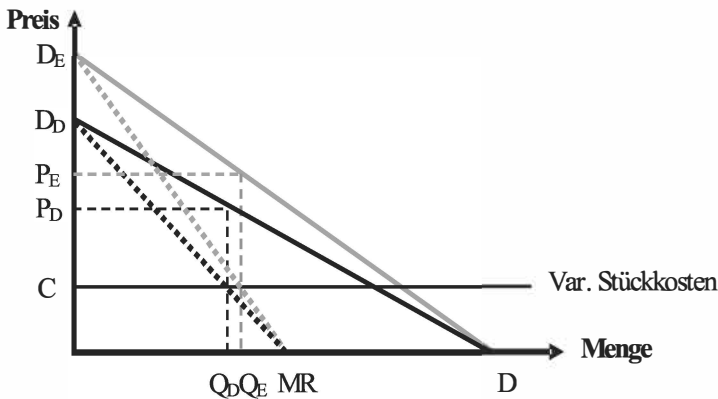
Empirische Evidenz für zumindest temporäre reale Preiserhöhungen bzw. nominale Preisträgheiten auf oligopolistisch strukturierten Märkten in Folge eines negativen monetären Schocks, ähnlich dem der Euro-Einführung, findet man in einer experimentellen Studie von Fehr und Tyran (2001). Deren Ergebnissen zufolge neigen sämtliche Firmen dazu, die realen Preise zu erhöhen bzw. die nominalen Preise nur langsam bzw. verzögert anzupassen.⁸ Das aggregierte Preisniveau steigt dann umso stärker, umso eher Firmen es für wahrscheinlich halten, dass andere Firmen der Preisillusion unterliegen. Ferner liefert die Studie von Brandstätter und Kehl (2000) Hinweise, dass der mit der Euro-Einführung verbundene monetäre Schock zu geldillusionsbedingten Preiserhöhungen im Einzelhandel geführt haben könnte. Demnach signalisieren österreichische Verbraucher in Euro-Geldeinheiten eine höhere Kaufbereitschaft nach verschiedenen Getränken als in Schilling-Geldeinheiten: Offensichtlich wurden diese Produkte in der Euro-Notierung als vergleichsweise preiswerter empfunden.

Abbildung 1 illustriert vereinfacht die Auswirkungen einer „Euro-Geldillusion“ bedingten höheren Kaufbereitschaft ($D_D D \rightarrow D_E D$) auf die Preisfest-

⁷ Für eine weitere Diskussion der Preisänderungen infolge der Umstellung von DM-Signalpreisen auf Euro-Signalpreise (vgl. Chlumsky / Engelhardt, 2003).

⁸ Dieses Ergebnis gilt, solange sich die Unternehmen strategisch komplementär verhalten. Diese strategische Komplementarität sehen verschiedene Autoren als eine „natürliche Eigenschaft“ des Preiswettbewerbs an.

setzung im Lebensmitteleinzelhandel. Dabei wird angenommen, dass der Einzelhändler einen gewissen monopolistischen Preisfestsetzungsspielraum hat.⁹ Signalisieren die Verbraucher eine höhere Kaufbereitschaft in Euro als in DM, dann wird der Unternehmer sich an die neue Situation anpassen und geneigt sein, einen höheren Preis festzusetzen ($P_D \rightarrow P_E$). Bei gegebenen variablen Stückkosten, die im Wesentlichen durch die Einstands- bzw. Großhandelspreise bestimmt werden, wird er entsprechend höhere Preisauflschläge festlegen ($P_D - C \rightarrow P_E - C$).¹⁰ Folgt man der Geldillusionsthese, so lässt sich zusammenfassend feststellen, dass infolge der Euro-Einführung Preiserhöhungen, die mit höheren Preisauflschlägen einhergehen, erwartet werden können.



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Brandstätter und Kehl (2000).

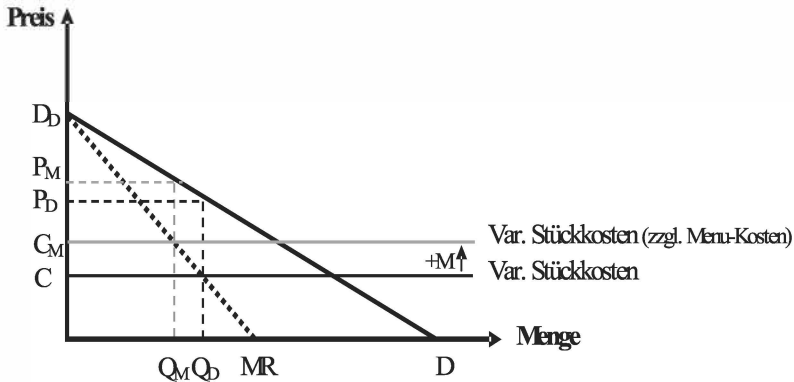
Abbildung 1: Geldschleier des Euro

Nachdem zuvor Euro-bedingte Preisanpassungen aufgrund von Geldillusion diskutiert wurden, ist noch darauf hinzuweisen, dass dem Einzelhandel etwa durch Neuauszeichnungen, Umstellung der Computersysteme, etc. direkte Menu-Kosten der Euro-Einführung entstanden sind. Entsprechend Abbildung 2 werden diese teilweise an den Verbraucher weitergegeben, so dass sich das reale Preisniveau erhöhen wird ($P_D \rightarrow P_M$). Folglich werden die Preis-

⁹ Benson und Faminow (1985) betonen, dass gerade im Einzelhandel die regionale Komponente einen bedeutenden Einfluss auf das Kaufverhalten der Konsumenten und damit auf den Preisbildungsprozess der Einzelhändler nimmt. Die Konsumenten entscheiden sich für ein Geschäft entsprechend der räumlichen Verfügbarkeit sowie nach den monetären Kosten und den Opportunitätskosten der Entfernungüberwindung.

¹⁰ Azzam (1999) hebt hervor, dass die Annahme konstanter Grenzkosten vor allem im Bereich Einzelhandel und Ernährungsindustrie eine realitätsnahe Modellierung darstellt. Gerade in der Ernährungsindustrie stehen die Proportionen der eingesetzten Rohstoffe in einem festen Verhältnis zueinander, der Ertrag aus einer Mengeneinheit eines Rohstoffes kann als eine feste Größe angesehen werden.

aufschläge, d. h. die Differenz zwischen den wesentlichen variablen Stückkosten (Großhandelspreise) und den Verkaufspreisen, erhöht werden ($P_D - C \rightarrow P_M - C$).



Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Brandstätter und Kehl (2000).

Abbildung 2: Menu-Kosten des Euro

Nach Fiesser und Schneider (2001) rechnete die verarbeitende Industrie damit, dass der Einzelhandel aufgrund seiner dominierenden Stellung gegenüber den Herstellern die Kosten der Anpassung an den Euro auf die Produzenten abwälzt. Neben der Übernahme der Menu-Kosten verlangt der Einzelhandel den Autoren zufolge festgeschriebene Abgabepreise für die Jahre 2001 und 2002, Spannausgleich für abgesenkte Euro-Ladenverkaufspreise und zusätzliche Festbeträge für Aufwendungen und Aktivitäten während der Euro-Einführung in den ersten Monaten des Jahres 2002 (Fiesser / Schneider, 2001, 6). Folgt man dieser Auflistung, scheinen tatsächlich Transaktionskosten in nicht unerheblichem Maße zu entstehen, die aber nicht vom Einzelhandel zu tragen sind. Pollan (1998) bezieht sich auf Simulationen, die von nicht mehr als 1 % des Umsatzes als direkte Kosten der Euro-Einführung ausgehen. Kosten im Ausmaß von 1 % des Umsatzes bewirken nach Pollan (1998) eine Erhöhung der Verbraucherpreise um knapp 1/2 %, verteilt über mehrere Jahre.¹¹ Auch in dem Fall, dass dem Einzelhandel Kosten entstehen, die er nicht abwälzen kann, wären die Auswirkungen auf die Konsumentenpreise vernachlässigbar gering.

Folgt man den obigen Ausführungen, dann wären beobachtete Preissteigerungen zum Jahreswechsel 2001 / 2002 der neuen Währung „anzulasten“, wenn diese mit signifikant höheren Preisaufschlägen – das heißt der Differenz

¹¹ Levy et al. (1997) schätzen durchschnittliche Menu-Kosten in Einzelhandelsketten in den USA in Höhe von 0,7% des Umsatzes, so dass ein Wert von 1% nicht unrealistisch erscheint.

zwischen Einzelhandelspreis und den „üblichen“ variablen Stückkosten (Großhandelspreis) – verbunden wären. Die Preisauflschläge steigen entweder aufgrund von Nachfrageverlagerungen (Geldillusion) oder durch zusätzliche Kosten (Menu-Kosten). Eine empirische Unterscheidung zwischen diesen beiden Ursachen kann ohne unternehmensspezifische Informationen nicht getroffen werden. Höhere Preise in Verbindung mit niedrigeren Preisauflschlägen implizieren hingegen, dass nicht Euro-bedingte Faktoren, wie etwa durch exogene Angebotsschocks gestiegene Großhandelspreise, für die Preisänderung verantwortlich sind. Höhere Preise zum Zeitpunkt der Euro-Einführung bedeuten demnach nicht zwangsläufig, dass die Währungsumstellung für diese Entwicklung heranzuziehen wäre.

Da die vorhandene Datenbasis keine nachgefragten Mengen enthält, lassen sich keine Nachfragefunktionen zur empirischen Überprüfung der Hypothese bestimmen. Stattdessen wählen wir den Weg, die Preisauflschläge direkt zu überprüfen. Für den Fall, dass Geldillusion vorliegt oder Menu-Kosten die Preisanpassungen beeinflusst haben, müsste der Zusammenhang zwischen dem Großhandels- und dem Einzelhandelspreis nach der Euro-Einführung von der Beziehung vor dem Jahreswechsel 2001/02 abweichen. Es lägen in diesem Fall zwei unterschiedliche Gleichgewichtsbeziehungen vor. Inwieweit höhere Preisauflschläge realisiert wurden und entsprechend der neuen Währung anzulasten sind, bleibt damit eine empirische Frage. Im anschließenden Abschnitt stellen wir deshalb empirische Ergebnisse für verschiedene Frischeprodukte des deutschen Lebensmitteleinzelhandels vor.¹² Nach der Prüfung der Zeitreiheigenschaften und der Darstellung einiger deskriptiver Statistiken für die betrachteten Variablen werden mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells die Veränderungen der Preismargen im Zuge der Euro-Einführung bei den einzelnen Produkten bestimmt.

3. Empirische Analysen

3.1 Beschreibungen der Datenbasis

Für die empirische Prüfung der Hypothesen wird eine von der ZMP (Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle, Bonn) erhobene Datenbasis verwendet. Dieser Datensatz enthält Verbraucherpreise auf Einzelhandelsebene für 71 verschiedene Lebensmittelprodukte, die in folgende Kategorien eingeordnet werden: Fleisch und Wurstwaren, Geflügel, Obst, Gemüse, Kartoffeln, Milch- und Milchprodukte, Margarine, Mehl und Brot. Für die meisten Produkte werden

¹² Wie eingangs erwähnt, wird in diesem Beitrag der Effekt der Euro-Einführung durch die Veränderungen gemessen, die seit dem 1. Januar 2002 aufgetreten sind. Allerdings könnten solche Wirkungen auch vor- oder nachgelagert, durch zeitlich vorgezogene oder verzögerte Reaktionen, eintreten.

die Preise wöchentlich erhoben, lediglich für die letzten drei Kategorien gibt es nur monatliche Beobachtungen. Die Daten liegen in der Regel eine Woche (Monat) nach der Erhebung vor und die aus den Primärdaten ermittelten Durchschnittspreise können z. B. auf der Homepage der ZMP eingesehen werden (<http://www.zmp.de>). Die ZMP erhebt die Verbraucherpreisdaten mit Hilfe eines Melderstamms. Dabei werden auf freiwilliger Basis Melder im gesamten Bundesgebiet geworben, die mit Hilfe von Meldebögen Preise in den Bezugsstätten für Lebensmittel auf wöchentlicher oder monatlicher Basis erheben. Der Melderstamm umfasst etwa 450 Personen, die in rund 1.300 Geschäften im gesamten Bundesgebiet Preise von Nahrungsmitteln im Einzelhandel erheben. Die Melder werden von der ZMP geschult und erhalten Informationsmaterial, um die Vergleichbarkeit (Homogenität) der Meldungen in Bezug auf die Produkteigenschaften (Menge, Qualität etc.) zu gewährleisten.¹³

Die Rohdaten für die hier vorgestellte Untersuchung entstammen dem ZMP-Handelspanel. Nur vollständige Datensätze gehen in unsere Untersuchung ein, um eine Analyse der Preisdynamik zu ermöglichen. Der analysierte Datensatz enthält alle Geschäfte für eine Auswahl an Produkten, für die weniger als 5 % der Beobachtungen im Rohdatensatz fehlen. Die fehlenden Beobachtungen wurden gemäß einer einfachen Prozedur vervollständigt, bei der der Preis der Vorwoche den fehlenden Wert ersetzt. Die Untersuchung verwendet zunächst nur die ungewichteten Mittel über die Verkaufsstätten. Alle Berechnungen basieren auf den Beobachtungen für den Zeitraum von Januar 1998 bis Mai 2003. 20 von 71 Lebensmittelprodukten bleiben wegen eines zu geringen Stichprobenumfangs unberücksichtigt, da für diese nur monatliche Erhebungen vorgenommen werden. Weiterhin werden Saisonprodukte, wie z. B. Kirschen, für die nur in einem begrenzten Zeitraum des Jahres Daten vorliegen, nicht untersucht. Bei Produkten aus der gleichen Kategorie, wie z. B. bei Schweinefleisch, wird das Produkt mit den meisten Beobachtungen in der Rohproduktbasis als repräsentativ für die Produktgruppe gewählt. So gibt

¹³ Die Organisation der Stichprobe entspricht einem geschichteten Auswahlverfahren, bei dem sowohl regionale als auch ladentypologische Abgrenzungen für die vorgegebene Produktauswahl Berücksichtigung finden. Die regionale Abgrenzung entspricht der Einteilung in Nielseengebiete (acht Regionen für Deutschland), die Bestimmung verschiedener Ladentypen orientiert sich an der Klassifizierung von Geschäftstypen durch die Gesellschaft für Konsumforschung, GfK (SSM: kleine Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte mit weniger als 400 qm Verkaufsfläche; BSM: große Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte mit 400 bis 800 qm Verkaufsfläche; CSM: Verbrauchermärkte mit mehr als 800 qm Verkaufsfläche; DC: Discounter mit mehr als 400 qm Verkaufsfläche; FG: Obst- und Gemüsefachgeschäfte bzw. Schlachtereien). Die Grundgesamtheit dieser Geschäfte in Deutschland umfasste zu Beginn 1999 inklusive Aldi-Filialen ca. 66.550 Geschäfte (GfK, 1999). Die ZMP erfasst damit ca. 2 % der Geschäfte in Deutschland. Die bei der ZMP eingehenden Meldungen werden zwei Vorprüfungen bzw. Berichtigungen unterzogen, einer Plausibilitätskontrolle und einer Ausreißerbereinigung. Die Plausibilitätskontrolle erfolgt von Hand. Dabei werden Daten eliminiert, die eine offensichtlich falsche Einheit aufweisen.

es z. B. fünf verschiedene Schweinefleischsorten (Kotelett, Nackenbraten, Bauch, Schnitzel und Kochschinken). Nach diesen Kriterien verbleiben 14 Produkte, die hier untersucht werden. Es handelt sich dabei um: Rinderhackfleisch, Schweinekotelett, gefrorene Brathähnchen, Putenschnitzel, Tafeläpfel (Jonagold), Tafelbirnen, Zitronen, Eissalat,¹⁴ Salatgurken, Tomaten, Paprika, Zucchini, Karotten und Zwiebeln.

Die entsprechenden Preise auf der Großhandelsstufe und die entsprechenden Mittelwerte für die regionalen Märkte werden ebenfalls von der ZMP erhoben und berechnet. Da nicht immer identische Produkte (wie bei Möhren, Eissalat, Tafelbirnen, Hähnchen usw.) zur Verfügung stehen, werden bei Rindfleisch, Schweinefleisch und Putenfleisch Großhandelspreise für ganze Rinderhinterviertel, Schweinehälften und Puten gewählt.

3.2 Entwicklungen bei Preisen und einfachen Preisauflägen

In diesem Abschnitt werden zunächst die Groß- und Einzelhandelspreise separat betrachtet. In den Untersuchungen des Statistischen Bundesamtes wird festgestellt, dass einzelne Preise wie z. B. Obst und Gemüse im Zuge der Euro-Einführung deutliche Preisänderungen gegenüber dem Vorjahr aufweisen. Neben dem Einfluss des Euro könnten dafür aber auch andere Faktoren wie Witterungseinflüsse (Kälteeinbruch in Südeuropa zu Beginn des Jahres 2002) insbesondere bei Obst und Gemüse oder die Preiserholung nach dem erneuten Aufflammen der BSE-Krise (Bovine Spongiform Encephalopathy) im Frühjahr 2001 und der Maul- und Klauenseuche im Frühsommer 2001 bei den Fleischprodukten verantwortlich gewesen sein. In der späteren Analyse werden diese Faktoren berücksichtigt. Da sich viele Untersuchungen zum Einfluss des Euro auf die nominalen Preise beziehen, werden diese hier zunächst dargestellt (vgl. Chlumsky/Engelhard, 2003; oder Statistisches Bundesamt, 2002). In Tabelle 1 sind die Preisänderungen in den ersten drei Monaten des Jahres 2002 und 2003 gegenüber dem gleichen Zeitraum 2001 dargestellt. Die Verwendung des gleichen Zeitraumes dient dem Ausschluss möglicher saisonaler Effekte. Mit der Änderung in 2003 gegenüber 2001 lässt sich die Persistenz der Änderung nach Einführung des Euro prüfen.

Bei Fleischprodukten lässt sich überwiegend ein leichter Rückgang der Preise gegenüber dem Vorjahr in den Einzelhandelspreisen nach Einführung des Euro feststellen, der sich ein Jahr später noch leicht verstärkt hat. Die Großhandelspreise sind außer bei Rindfleisch recht deutlich gesunken. Die Preise für Schweinefleisch blieben im Mittel über alle Ladentypen zunächst unverändert, sanken aber in 2003 im Vergleich zu 2001 um rund 6 %. Am stärksten im Fleischsegment waren die Preisrückgänge bei Putenfleisch. Auch

¹⁴ Eissalat und Eisbergsalat sind identisch.

Tabelle 1

**Relative Änderungen der durchschnittlichen Preise
im ersten Quartal 2002 (2003) gegenüber dem ersten Quartal 2001**

| | | Großhandel | Einzelhandel | Kleiner LEH | Großer LEH | Dis-counter | Verbr.-markt | Fach-geschäft |
|-----------------|---|------------|--------------|-------------|------------|-------------|--------------|---------------|
| Rindfleisch | a | -1,8% | -3,3% | -3,6% | -5,5% | 12,0% | -4,8% | 1,2% |
| | b | 3,2% | -6,0% | -6,4% | -6,5% | -5,7% | -9,2% | -0,9% |
| Schweinefleisch | a | -21,8% | 0,1% | 3,0% | 1,1% | -2,0% | -3,7% | 3,0% |
| | b | -30,5% | -5,9% | -4,5% | -5,6% | -10,9% | -9,1% | -1,6% |
| Hähnchen | a | -11,5% | 4,5% | 2,1% | 6,5% | 2,2% | 5,8% | -1,6% |
| | b | -16,8% | -6,2% | -6,2% | -5,6% | -8,0% | -6,1% | -5,8% |
| Putenfleisch | a | -31,5% | -5,4% | -2,4% | -7,1% | -15,5% | -7,0% | -1,3% |
| | b | -21,5% | -11,5% | -10,3% | -11,8% | -26,4% | -16,2% | -2,2% |
| Äpfel | a | 22,1% | 10,6% | 14,2% | 8,9% | 17,9% | 11,0% | 7,8% |
| | b | 24,2% | 15,6% | 15,6% | 13,9% | 31,9% | 10,5% | 19,2% |
| Birnen | a | 9,8% | 12,4% | 14,3% | 15,3% | 11,7% | 11,5% | 8,0% |
| | b | 5,2% | 4,4% | 6,5% | 3,1% | 2,3% | 3,7% | 8,6% |
| Zitronen | a | -6,4% | 2,6% | -3,2% | 1,1% | 2,4% | 6,3% | 4,5% |
| | b | 4,6% | -2,8% | -12,3% | -5,1% | 0,4% | 1,1% | 1,9% |
| Eissalat | a | 83,9% | 58,7% | 60,5% | 56,0% | 66,8% | 58,1% | 53,7% |
| | b | 104,3% | 40,2% | 39,3% | 38,0% | 49,1% | 43,6% | 26,1% |
| Salatgurken | a | 60,6% | 51,4% | 49,3% | 47,9% | 55,4% | 54,7% | 48,5% |
| | b | 15,3% | 14,8% | 17,8% | 12,1% | 17,8% | 15,6% | 11,4% |
| Tomaten | a | 80,6% | 27,8% | 27,9% | 30,0% | 29,1% | 29,4% | 13,6% |
| | b | 7,6% | -3,9% | -0,7% | -5,3% | -6,7% | -2,7% | -2,0% |
| Paprika | a | -9,6% | -12,8% | -12,2% | -13,5% | -13,6% | -13,4% | -9,4% |
| | b | -8,9% | -22,9% | -21,4% | -24,8% | -20,2% | -23,6% | -20,7% |
| Zucchini | a | 56,3% | 51,1% | 51,6% | 52,0% | 58,0% | 50,8% | 48,5% |
| | b | 64,1% | 46,7% | 45,6% | 48,3% | 45,2% | 49,5% | 32,4% |
| Möhren | a | 27,3% | 18,2% | 18,1% | 16,3% | 22,7% | 16,0% | 22,8% |
| | b | -2,9% | -11,7% | -13,1% | -12,3% | -11,3% | -17,0% | 6,5% |
| Zwiebeln | a | 41,3% | 18,1% | 11,1% | 16,8% | 16,7% | 27,9% | 10,2% |
| | b | 5,6% | 0,8% | -8,6% | -4,1% | 1,0% | 6,1% | 10,8% |

Legende: Einzelhandel: Mittel über alle Geschäfte; Kleiner LEH: Kleine Lebensmitteleinzelhandels-geschäfte (< 400 qm Ladenfläche); Großer LEH: Große Lebensmitteleinzelhandels-geschäfte (> 400 qm und < 800 qm Ladenfläche); Fachgeschäft: Bei Fleisch handelt es sich um Fleischerei-fachgeschäfte und bei Obst und Gemüse um Obst- und Gemüsefachhandel.

a) Prozentuale Preisänderung im ersten Quartal 2002 gegenüber erstem Quartal 2001.

b) Prozentuale Preisänderung im ersten Quartal 2003 gegenüber erstem Quartal 2001.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

bei Hähnchen gingen die Preise im Lebensmitteleinzelhandel (LEH) um rund 6 % in 2003 gegenüber 2001 zurück, direkt nach der Euro-Einführung war aber ein leichter Preisanstieg zu beobachten. Die erneute BSE-Krise Anfang 2001 könnte neben dem Euro für die unterschiedlichen Preiseffekte auf den Fleischmärkten verantwortlich gewesen sein. So waren die Preise für Rindfleisch in der Vergleichsperiode Anfang 2001 relativ niedrig, so dass es in 2001 zu keiner merklichen Änderung gekommen ist. Die Substitute von Rindfleisch (Schweine- und Geflügelfleisch) waren Anfang 2001 aufgrund der Nachfrageeffekte relativ hoch, so dass diese nach dem Abklingen der Krise wieder gesunken sind.

Bei Obst und Gemüse sind bei acht von zehn Produkten deutliche Preissteigerungen im Jahr der Euro-Einführung zu beobachten. Die Steigerungen der

Einzelhandelspreise reichen im Mittel von ca. 10 % (Äpfel) bis 60 % (Eisalat). Nur bei Paprika sind die Preise in beiden Referenzperioden gesunken; bei Zitronen sind keine merklichen Änderungen im LEH zu beobachten. Überdies sind bei den meisten Produkten die Preissteigerungen nicht persistent, da die Änderungen in 2003 gegenüber 2001 merklich geringer ausfallen als in 2002. Dies könnte neben dem Euro auf die erwähnten witterungsbedingten Ernteaufschläge in 2002 zurückzuführen sein. Letzteres wird auch durch die gleichgerichteten Änderungen der Großhandelspreise bestätigt, die zum Teil noch stärker als die Änderungen der Einzelhandelspreise sind.

Das Verhalten der Geschäfte in den unterschiedlichen Geschäftstypen weicht in den meisten Fällen nicht vom Mittel über alle Geschäfte ab. Die Reaktionen der Fachgeschäfte fallen häufig etwas geringer und die der Discounter etwas stärker aus, wobei zu berücksichtigen ist, dass diese beiden Gruppen aufgrund der geringen Zahl der Geschäfte in der Stichprobe stärkere zufällige Schwankungen als die anderen Gruppen aufweisen können.

In Tabelle 2 werden die einfachen Preisaufläge (Einzelhandelspreis minus Großhandelspreis) ausgewiesen. Dabei werden die Differenzen zwischen den jeweiligen Einzelhandels- und Großhandelspreisen berechnet und in den Referenzperioden wie in Tabelle 1 verglichen. Diese Preisaufläge berücksichtigen somit den Einfluss von Großhandelspreisänderungen, die in gleichgerichteter Weise die Effekte von Ernteaufschlägen oder Angebotskrisen (z. B. BSE) widerspiegeln.¹⁵

Bis auf Rindfleisch, Tomaten und Paprika sind die Preisaufläge bei allen anderen Produkten zum Teil recht deutlich direkt nach der Euro-Einführung angestiegen. Demnach zeigen diese Produkte auch bei Berücksichtigung der Veränderung der Großhandelspreise immer noch einen Anstieg der Einzelhandelspreise. Für das Jahr 2003 ist diese Änderung für die meisten Produkte deutlich geringer, was bedeutet, dass der Euro-Einfluss – wie theoretisch erwartet – nur temporärer Natur ist. Auch bei den Preisauflägen weichen die Discounter und Fachgeschäfte am ehesten von der durchschnittlichen Entwicklung ab, was aber wie erwähnt mit der geringen Anzahl der Geschäfte in diesen Gruppen in Zusammenhang stehen kann.

¹⁵ Ein Gutachter machte darauf aufmerksam, dass die hier berechnete Marge nur dann als Preisauflage interpretiert werden kann, wenn die Langfristbeziehung dem Vektor (+1, -1) entspricht. Das gilt sowohl für stationäre als auch für nicht stationäre Prozesse, wobei der Effekt für nicht stationäre Prozesse bedeutsamer ist, da diese sich nicht systematisch zu einem langfristigen Gleichgewicht hin bewegen. Preisabhängige und preisunabhängige Elemente beim Preisauflage werden hier kumulativ betrachtet. Wenn sich das Preisniveau im Zuge der Euro-Einführung grundlegend geändert hat (z. B. Erhöhung), so könnte es zu Interpretationsproblemen kommen. Die einfache Marge könnte z. B. steigen obwohl die Parameter der Langfristbeziehung keine Veränderung aufweisen.

Tabelle 2

**Relative Änderungen der einfachen Preisaufschläge gegenüber dem Vorjahr
in den ersten drei Monaten und ein Jahr nach der Euro-Einführung**

| | | Einzelhandel | Kleiner LEH | Großer LEH | Discounter | Verbr.-markt | Fachgeschäft |
|-----------------|---|--------------|-------------|------------|------------|--------------|--------------|
| Rindfleisch | a | -5,9% | -6,2% | -12,5% | 44,3% | -12,6% | 4,7% |
| | b | -22,1% | -20,0% | -24,6% | -26,8% | -40,9% | -5,7% |
| Schweinefleisch | a | 19,7% | 23,5% | 21,4% | 16,2% | 14,9% | 22,0% |
| | b | 16,1% | 17,0% | 16,6% | 7,2% | 12,7% | 20,7% |
| Hähnchen | a | 55,8% | 36,7% | 60,6% | 101,6% | 62,6% | 16,3% |
| | b | 27,6% | 21,0% | 27,9% | 55,6% | 28,7% | 14,1% |
| Putenfleisch | a | 27,5% | 32,9% | 22,4% | 17,0% | 29,0% | 29,3% |
| | b | 1,1% | 3,3% | -0,1% | -36,4% | -8,4% | 17,4% |
| Äpfel | a | 5,0% | 10,3% | 3,3% | 14,1% | 5,8% | 0,3% |
| | b | 11,3% | 11,3% | 9,6% | 38,8% | 4,0% | 16,5% |
| Birnen | a | 16,6% | 21,7% | 23,2% | 16,4% | 14,2% | 6,0% |
| | b | 3,2% | 8,8% | 0,2% | -5,1% | 1,4% | 12,3% |
| Zitronen | a | 17,3% | 0,8% | 10,4% | -133,7% | 23,7% | 16,7% |
| | b | -14,9% | -34,2% | -17,3% | 66,9% | -3,8% | -1,1% |
| Eissalat | a | 14,7% | 22,0% | 17,6% | -4,6% | 11,5% | 19,3% |
| | b | -71,5% | -67,4% | -53,3% | -180,7% | -65,8% | -63,0% |
| Salatgurken | a | 29,7% | 23,5% | 25,9% | 23,1% | 39,5% | 29,2% |
| | b | 13,6% | 23,6% | 6,6% | 32,9% | 16,2% | 5,2% |
| Tomaten | a | -13,0% | -10,5% | -4,4% | -27,7% | -7,6% | -23,9% |
| | b | -12,8% | -6,9% | -14,0% | -22,5% | -10,1% | -7,4% |
| Paprika | a | -15,5% | -14,3% | -16,5% | -21,2% | -16,6% | -9,2% |
| | b | -35,2% | -32,0% | -37,1% | -41,7% | -35,9% | -30,3% |
| Zucchini | a | 44,7% | 45,3% | 47,3% | 61,5% | 43,4% | 40,3% |
| | b | 25,0% | 20,9% | 30,6% | 5,4% | 29,6% | -0,6% |
| Möhren | a | 10,5% | 10,6% | 8,7% | 16,3% | 6,6% | 19,7% |
| | b | -19,2% | -21,3% | -18,8% | -23,1% | -28,6% | 13,0% |
| Zwiebeln | a | 8,5% | -1,1% | 8,1% | -1,1% | 21,8% | 0,7% |
| | b | -1,3% | -14,4% | -7,6% | -2,3% | 6,2% | 12,4% |

Legende: Einzelhandel: Mittel über alle Geschäfte; Kleiner LEH: Kleine Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte (< 400 qm Ladenfläche); Großer LEH: Große Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte (> 400 qm und < 800 qm Ladenfläche); Fachgeschäft: Bei Fleisch handelt es sich um Fleischi-fachgeschäfte und bei Obst und Gemüse um Obst- und Gemüsefachhandel.

a) Prozentuale Preisänderung im ersten Quartal 2002 gegenüber erstem Quartal 2001.

b) Prozentuale Preisänderung im ersten Quartal 2003 gegenüber erstem Quartal 2001.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

Insgesamt zeigt die deskriptive Analyse recht deutlich, was in dem Bereich der frischen Lebensmittel den Euro-Unmut geschürt hat. Bei einzelnen Produkten können erhebliche Preisänderungen im Zuge der Euro-Einführung beobachtet werden. Gleiches gilt auch für die Preisaufschläge. Eine genauere Analyse der aufgetretenen Effekte kann im Rahmen eines Modells der vertikalen Preistransmission vorgenommen werden, in dem simultan die Veränderung der Großhandelspreise, saisonale Effekte, der Einfluss von Lebensmittelskandalen und der potentielle Euro-Effekt untersucht werden. Grundlegend für zeitreihenanalytische Untersuchungen sind die Zeitreiheneigenschaften der zu

untersuchenden Prozesse, die nachfolgend näher betrachtet werden. Von zentraler Bedeutung ist dabei die Eigenschaft der Stationarität, die bei traditioneller ökonomischer Modellierung vorliegen muss. Für eine bestimmte Klasse nicht stationärer Prozesse (integrierte Prozesse der Ordnung 1) haben Engle und Granger (1987) eine Theorie und erste Modelle entwickelt.

3.3 Tests auf Integration

Der traditionelle Test zur Prüfung der Stationaritätseigenschaft wurde von Dickey und Fuller (DF) (1981) entwickelt. Der DF-Test wird hier in seiner allgemeinen Form dem so genannten ADF-Test (augmented DF-Test), angewendet, um die allgemeinen Dynamiken der Prozesse berücksichtigen zu können. Zur Bestimmung der Lagordnung werden die Gütekriterien von Hannan und Quinn sowie von Schwarz eingesetzt. Neben der Schwäche, dass dieser Test insbesondere in kleinen Stichproben und beim Vorliegen so genannter „nuisance parameters“ (Störfaktoren wie z. B. saisonale Effekte oder Strukturbrüche) eine geringe Trennschärfe aufweist, wird alternativ der KPSS-Test von Kwiatkowski et al. (1992) angewendet. Perron (1989) hat überdies gezeigt, dass die Trennschärfe gängiger Einheitswurzeltests abnimmt, wenn exogene Änderungen im Niveau oder im deterministischen Trend der zugrunde liegenden Zeitreihe im Beobachtungszeitraum vorkommen. Davidson und MacKinnon (1993:714) bemerken in diesem Zusammenhang: „Even though the series may actually be stationary in each of the two parts of the sample, it can be almost impossible to reject the null that it is $I(1)$ in such cases.“. Da die Euro-Einführung einen Strukturbruch in den Zeitreihen bewirkt haben könnte, wird zusätzlich noch der Test von Saikkonen und Lütkepohl (2000) verwendet, bei dem zum Zeitpunkt der Euro-Einführung eine Shiftvariable berücksichtigt wird. Die Ergebnisse der drei Tests sind in Tabelle 3 dargestellt. Bei der Modellierung der Prozesse wird generell nur eine Konstante berücksichtigt, da die visuelle Inspektion der Reihen auf keine Trends in den Preisen hindeuten. Die kritischen Werte der Teststatistiken sind in der ersten Zeile der Tabelle 3 eingetragen. Die Ergebnisse der Tests werden nur für die durchschnittlichen Einzelhandelspreise und die Großhandelspreise präsentiert, da die Ergebnisse für die disaggregierten Reihen der einzelnen Geschäftstypen denen für die Durchschnitte im Wesentlichen entsprechen.¹⁶

Für die Fleischprodukte zeigt sich eindeutig, dass Stationarität abzulehnen ist. In diesen Fällen wurde zusätzlich noch auf Trendstationarität geprüft, was zum gleichen Resultat führte. Für die ersten Differenzen dieser Prozesse ist Nicht-Stationarität in allen Fällen abzulehnen, so dass bei diesen Prozessen ein Integrationsgrad von Eins unterstellt werden kann. Auch wenn 275 Be-

¹⁶ Die Ergebnisse für die disaggregierten Reihen werden auf Anfrage von den Autoren zur Verfügung gestellt.

Tabelle 3

Einheitswurzeltests für die durchschnittlichen Einzelhandels- und Großhandelspreise

| | Einzelhandelspreise | | | | Großhandelspreise | | | |
|-----------------|---------------------|-------|------|----------|-------------------|-------|------|----------|
| | Lag | ADF | KPSS | UR Break | Lag | ADF | KPSS | UR Break |
| | | -2,86 | 0,46 | -2,88 | | -2,86 | 0,46 | -2,88 |
| Rindfleisch | 3 | -1,65 | 0,67 | -1,90 | 2 | -2,55 | 1,62 | -2,55 |
| Schweinefleisch | 3 | -1,06 | 2,53 | -0,96 | 2 | -2,30 | 1,31 | -2,31 |
| Hähnchen | 3 | -0,89 | 0,76 | -0,75 | 10 | -1,29 | 0,74 | -2,36 |
| Putenfleisch | 2 | -0,93 | 1,48 | -0,95 | 5 | -0,90 | 0,68 | -1,70 |
| Apfel | 6 | -3,00 | 2,36 | -3,25 | 3 | -3,64 | 0,94 | -3,60 |
| Birnen | 2 | -4,15 | 1,42 | -4,28 | 1 | -3,85 | 2,15 | -3,88 |
| Zitronen | 5 | -3,98 | 0,65 | -3,86 | 1 | -3,88 | 1,14 | -3,90 |
| Eissalat | 3 | -4,44 | 0,27 | -4,49 | 2 | -3,34 | 0,33 | -3,17 |
| Salatgurken | 4 | -4,97 | 0,11 | -4,92 | 3 | -3,72 | 0,17 | -3,82 |
| Tomaten | 2 | -3,72 | 1,22 | -3,74 | 2 | -5,02 | 0,26 | -5,04 |
| Paprika | 1 | -4,10 | 0,45 | -4,10 | 4 | -4,25 | 0,15 | -4,17 |
| Zucchini | 1 | -3,79 | 0,68 | -3,80 | 3 | -4,09 | 0,38 | -4,01 |
| Möhren | 5 | -3,51 | 0,19 | -4,36 | 3 | -4,00 | 0,19 | -3,99 |
| Zwiebeln | 3 | -4,17 | 0,36 | -4,20 | 3 | -2,99 | 1,23 | -3,08 |

Legende: Lag: Lagordnung bei der Schätzung der Prozesse basierend auf dem Hannan-Quinn und Schwarz-Kriterium. ADF: Augmented-Dickey-Fuller Test. KPSS: Test auf Einheitswurzel mit der Nullhypothese Stationarität nach Kwiatkowski et al. (1992). UR Break: Einheitswurzelttest mit Strukturbruch bei der Einführung des Euro nach Saikkonen, P. and Lütkepohl, H. (2000). Die kritischen Werte stammen aus Lanne et al. (2002). Die schattierten Werte kann Nicht-Stationarität nicht abgelehnt oder Stationarität abgelehnt werden. Für die nicht schattierten Werte ist von Stationarität auszugehen.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der ZMP-Daten, 2004. Lütkepohl und Krätzig, JMULTI Version 4.2, 2004.

obachtungen zunächst viel erscheint, so zeigen diese Tests doch selbst bei diesen Stichprobenumfängen immer noch eine geringe Trennschärfe. Das heißt, ob diese Prozesse wirklich eine Einheitswurzel besitzen und damit einer Art „random walk“ folgen, ist unsicher, insbesondere da dies theoretisch bei Preisen wenig plausibel erscheint. So müssten z. B. auch negative Werte möglich sein und auch im positiven Bereich dürften Preise keine Grenzen aufweisen. Granger (1993, 309) bemerkt in diesem Zusammenhang: „There are also many series that are nearly unit root processes in various ways of measuring this concept. These processes have similar properties, are smooth compared to the usual stationary series and will be lumped together under the title ‘Generic Unit Root’ or GUR processes“. Für diese Prozesse schlägt Granger eine Behandlung wie für integrierte Prozesse erster Ordnung vor. Das heißt, sind zwei integrierte Prozesse cointegriert, dann existiert eine Fehlerkorrekturdarstellung für diese Prozesse, die mittels OLS-Verfahren geschätzt und zumindest teilweise auch getestet werden kann.

Bei den meisten Tests für die Obst- und Gemüseproduktion lässt sich die Hypothese stationärer Reihen nicht ablehnen, so dass für diese Produkte die Eigenschaft der Cointegration nicht getestet wird.

3.4 Tests auf Cointegration

Unter Anwendung der von Johansen (1988, 1991, 1992a, 1992b) vorgeschlagenen Maximum-Likelihood-Methode wird für die Fleischprodukte die Eigenschaft der Cointegration geprüft. Dabei wird unter Berücksichtigung eines Euro-Dummies untersucht, ob zwischen dem jeweiligen Einzelhandelspreis und dem entsprechenden Großhandelspreis eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung existiert. Um die Möglichkeit eines Euro-induzierten Strukturbruchs zu testen, wird eine Dummy-Variable in das Modell eingeführt. Diese nimmt den Wert Null vor 2002:01 an und den Wert Eins danach.

Wegen des Strukturbruchs in der deterministischen Komponente des Cointegrationsvektors gelten nicht mehr die von Johansen (1988, 1995) tabellierten kritischen Werte, sondern es müssen die Werte aus Johansen et al. (2000) zur Testentscheidung herangezogen werden. Die Ergebnisse für den λ_{\max} -Test und den Trace-Test auf Signifikanz der Eigenwerte sind in Tabelle 4 aufgeführt. Für alle Fleischprodukte konnte danach die Existenz einer signifikanten Langfristbeziehung zwischen Groß- und Einzelhandelspreis bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit nicht abgelehnt werden. Das gilt nicht nur für die Einzelhandelspreise im Mittel, sondern auch für die Mittelwerte der einzelnen Geschäftstypen.

Die wiederum nach Informationskriterien bestimmten Lagordnungen der Prozesse liegen zumeist zwischen drei bis fünf Verzögerungen. Folglich existiert für diese Prozesse eine Fehlerkorrekturdarstellung, die im nächsten Schritt erläutert wird.

3.5 Modellspezifikation

Um den Einfluss der Euro-Einführung auf die Änderung der Preistransmission und damit auf die Preisaufschläge zu prüfen, wird die Beziehung zwischen den Preisen auf der Einzel- und Großhandelsstufe ökonometrisch mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells (FKM) geschätzt. Ausgangspunkt ist ein allgemeines Lagmodell (AL), das um eine Dummyvariable zur Prüfung des Euroeinflusses erweitert wird.^{17, 18}

$$(1) \quad p_t^E = \beta_0 + \sum_{j=1}^{\rho} \beta_j p_{t-j}^E + \sum_{k=0}^{\kappa} \delta_j p_{t-k}^G + \lambda D_t^{EU} + u_t .$$

| | |
|------------------------------|---|
| p_t^E : Einzelhandelspreis | D_t^{EU} : Euro-Dummy $\begin{cases} D_t^{EU} = 0 \forall t \leq 2001 \\ D_t^{EU} = 1 \forall t > 2001 \end{cases}$ |
| p_t^G : Großhandelspreis | |
| | ρ, κ : Lagordnung der jeweiligen Variablen |

¹⁷ Ein Vorteil dieser Spezifikation liegt in diesem Fall darin, dass das FKM sowohl für integrierte Prozesse der Ordnung 1 als auch für stationäre Prozesse eine geeignete Spezifikation darstellt.

¹⁸ Die 209te Beobachtung im Datensatz ist die für die letzte Woche in 2001.

Tabelle 4

Tests auf Cointegration nach Johansen

| Produkt | Beziehung Großhandel | Lag | λ_{\max} -Test | | Trace-Test | |
|-----------------|----------------------|-----|----------------------------|---------------------------|--------------------------------|-------------------------------|
| | | | $H_0: r = 0$ CV = 10,29 | $H_0: r = 1$ CV = 7,50 | $H_0: p - r = 2$ CV = 17,79 | $H_0: p - r = 1$ CV = 7,50 |
| Rindfleisch | Einzelhandel | 4 | 14,42 | 5,15 | 19,57 | 5,15 |
| | Kleiner LEH | 10 | 15,14 | 6,14 | 21,28 | 6,14 |
| | Großer LEH | 8 | 12,32 | 5,68 | 18,00 | 5,68 |
| | Discounter | 8 | 12,73 | 6,33 | 19,05 | 6,33 |
| | Verbrauchermarkt | 8 | 14,02 | 6,52 | 20,54 | 6,52 |
| | Fachgeschäft | 8 | 27,74 | 1,40 | 29,13 | 1,40 |
| Schweinefleisch | Einzelhandel | 4 | 38,36 | 3,11 | 41,47 | 3,11 |
| | Kleiner LEH | 4 | 23,36 | 4,94 | 28,30 | 4,94 |
| | Großer LEH | 4 | 31,62 | 4,16 | 35,78 | 4,16 |
| | Discounter | 4 | 28,08 | 2,67 | 30,75 | 2,67 |
| | Verbrauchermarkt | 4 | 17,37 | 5,63 | 23,00 | 5,63 |
| | Fachgeschäft | 4 | 29,67 | 3,75 | 33,42 | 3,75 |
| Hähnchenfleisch | Einzelhandel | 3 | 32,01 | 6,84 | 38,85 | 6,84 |
| | Kleiner LEH | 3 | 34,28 | 3,37 | 37,66 | 3,37 |
| | Großer LEH | 3 | 29,78 | 4,75 | 34,53 | 4,75 |
| | Discounter | 3 | 30,26 | 3,88 | 34,14 | 3,88 |
| | Verbrauchermarkt | 3 | 27,14 | 6,96 | 34,10 | 6,96 |
| | Fachgeschäft | 3 | 45,16 | 1,62 | 46,78 | 1,62 |
| Putenfleisch | Einzelhandel | 8 | 25,38 | 7,22 | 32,59 | 7,22 |
| | Kleiner LEH | 4 | 22,85 | 3,64 | 26,49 | 3,64 |
| | Großer LEH | 4 | 33,97 | 5,84 | 39,82 | 5,84 |
| | Discounter | 6 | 14,31 | 6,84 | 21,15 | 6,84 |
| | Verbrauchermarkt | 4 | 55,85 | 1,18 | 57,04 | 1,18 |
| | Fachgeschäft | 4 | 30,65 | 7,43 | 38,08 | 7,43 |

Legende: Einzelhandel: Mittel über alle Geschäfte; Kleiner LEH: Kleine Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte (< 400 qm Ladenfläche); Großer LEH: Große Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte (> 400 qm und < 800 qm Ladenfläche); Fachgeschäft: Bei Fleisch handelt es sich um Fleischereifachgeschäfte und bei Obst und Gemüse um Obst- und Gemüsefachhandel.

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

Ein positiv signifikanter Schätzer für den Parameter λ bedeutet dabei *ceteris paribus*, dass sich der Preisaufschlag zwischen Großhandels- und Einzelhandelspreis im Zuge der Euro-Einführung um einen konstanten Betrag in Höhe von λ erhöht hat. Das allgemeine Lagmodell wird für die Fleischprodukte um einen BSE-Dummy und bei den Obst- und Gemüseprodukten um Saison-dummies erweitert, um die Wirkungen der neuerlichen BSE-Krise in 2001 und die Saisonfigur der Preise von Obst und Gemüse zu berücksichtigen. Diese Variablen werden hier aus Gründen der Übersicht aber nicht aufgeführt. Aus Gleichung (1) lässt sich das langfristige Gleichgewicht bestimmen. Für einen symmetrischen Prozess mit der Lagordnung 2 (AL(2,2)) gilt folgendes langfristiges Gleichgewicht.¹⁹

$$(2) \quad p_t^E = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1 + \beta_2} + \frac{\delta_0 + \delta_1 + \delta_2}{1 - \beta_1 + \beta_2} p_t^G + \frac{\lambda}{1 - \beta_1 + \beta_2} D_t^{EU} .$$

Gleichung (1) kann in ein FKM überführt werden. Um die Interpretation der Koeffizienten im FKM gegenüber der im allgemeinen Lagmodell zu verdeutlichen, beschränken wir uns wie eben in der Darstellung auf eine symmetrische Lagordnung von zwei, d. h. $\rho = \kappa = 2$.

$$(3a) \quad \Delta p_t^E = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 - 1)p_{t-1}^E + (\delta_0 + \delta_1 + \delta_2)p_{t-1}^G + \lambda D_t^{EU} - \Delta\beta_2 p_{t-1}^2 + \delta_0 \Delta p_t^G - \delta_2 \Delta p_{t-1}^G + u_t .$$

$$(3b) \quad \Delta p_t^E = \beta_0 + \beta^* p_{t-1}^E + \delta^* p_{t-1}^G + \lambda D_t^{EU} - \Delta\beta_2 p_{t-1}^E + \delta_0 \Delta p_t^G - \delta_2 \Delta p_{t-1}^G + u_t .$$

Δp_t^E : Einzelhandelspreis erste Differenzen

Δp_t^G : Großhandelspreis erste Differenzen

Um das langfristige Gleichgewicht in der FKM-Repräsentation zu bestimmen, ist folgende Parametertransformation notwendig, die für die Interpretation und für das Testen der Restriktionen hilfreich ist:

$$(4) \quad \Delta p_t^E = (\beta_1 + \beta_2 - 1) \left(p_{t-1}^E - \frac{\beta_0}{1 - \beta_1 + \beta_2} - \frac{\delta_0 + \delta_1 + \delta_2}{1 - \beta_1 + \beta_2} p_{t-1}^G - \frac{\lambda}{1 - \beta_1 + \beta_2} D_t^{EU} \right) - \Delta\beta_2 p_{t-1}^E + \delta_0 \Delta p_t^G - \delta_2 \Delta p_{t-1}^G + u_t .$$

Es wird deutlich, dass der Koeffizient für das Niveau der zeitverzögerten endogenen Variablen die Reduktion von Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht misst. Bei cointegrierten Prozessen muss dieser Parameter signifikant von Null verschieden und zwischen Null und minus Eins liegen. Diese Eigenschaft kann näherungsweise unter Anwendung eines *T*-Testes für diesen

¹⁹ Zur Herleitung vgl. Banerjee et al. (1993).

Parameter geprüft werden (vgl. Kremers / Ericsson / Dolado, 1992). Grundsätzlich gilt: Je größer der absolute Wert ist, desto schneller werden Ungleichgewichte abgebaut.

Zur Prüfung der Euro-Hypothese, ob die Währungsumstellung in 2002 einen signifikanten Einfluss auf die Einzelhandelsmargen gehabt hat, wird die Signifikanz des Euro-Dummy's getestet. Dazu werden folgende Restriktionen geprüft.²⁰

$$(5) \quad H_0^A : \lambda = 0 .$$

$$(6) \quad H_0^B : \frac{\lambda}{1 - \beta_1 - \beta_2} = 0 .$$

Die erste Restriktion prüft den kurzfristigen Einfluss der Euro-Einführung in jeder Periode, die zweite Hypothese prüft den Effekt, der sich nach der dynamischen Anpassung zum langfristigen Gleichgewicht einstellt.

3.6 Kausalitätstests

Für die nicht stationären Prozesse, für die bereits die Eigenschaft der Co-integration nicht abgelehnt werden konnte, steht damit fest, dass zumindest eine unidirektionale kausale Beziehung zwischen dem Groß- und dem Einzelhandelspreis vorliegen muss. Um die Wirkungsrichtung zu untersuchen, werden im Rahmen von Vektorfehlerkorrekturmodellen für die nicht stationären Prozesse und mit Hilfe von vektorautoregressiven Modellen für die stationären Prozesse Granger-Kausalitätstests und Tests auf kontemporäre Kausalität basierend auf den Prozeduren von Dolado und Lütkepohl (1996) und Lütkepohl (1991) durchgeführt.²¹

Für die Fleischprodukte dominiert die im Abschnitt 3.5 dargestellte Modellspezifikation, nach der der Großhandelspreis den Einzelhandelspreis bestimmt und nicht umgekehrt. Das Ergebnis für Hähnchen widerspricht dem obigen Resultat, dass der Groß- und Einzelhandelspreis cointegriert sind. Diese Divergenz könnte in der Definition der Granger-Kausalität begründet sein, nach der sich eine Variable X nur dann nicht Granger-kausal zu einer Variablen Y verhält, wenn für X und alle Verzögerungen von X kein signifikant von Null verschiedener Einfluss auf Y vorliegt. Nichtsdestoweniger könnten gemäß der Eigenschaft der Cointegration Abweichungen vom langfristigen Gleich-

²⁰ In der Tabelle 6 wird der Term aus Summe über alle $\beta - 1$ zur besseren Übersicht β^* genannt.

²¹ Da die Ergebnisse für die einzelnen Ladentypen nicht systematisch von denen der durchschnittlichen Einzelhandelspreise abweichen, werden hier nur die Ergebnisse für letztere präsentiert.

gewicht systematisch abgebaut werden, auch wenn diese nicht eindeutig kausal zuzuordnen sind.

Im Ergebnis für die pflanzlichen Produkte können in den meisten Fällen Feedbackbeziehungen, und zwar häufig kontemporärer Ausprägung, nicht abgelehnt werden. Das heißt, es kann von Ursache-Wirkungsbeziehungen in beiden Richtungen ausgegangen werden. Außerdem gibt es Reaktionen, die zumindest aufgrund der zeitlichen Aggregation als zeitgleich oder kontemporär erscheinen. Der kontemporäre Charakter der Preisbeziehungen wird im FKM berücksichtigt.

Tabelle 5

Ergebnisse für Kausalitätstests zwischen Groß- und Einzelhandelspreisen

| Großhandelspreise | Lag | Einzelhandelspreise |
|-------------------|-----|---------------------|
| Rindfleisch | 4 | → |
| Schweinefleisch | 4 | → |
| Hähnchen | 3 | no |
| Putenfleisch | 8 | → |
| Äpfel | 6 | ↔ |
| Birnen | 2 | ← |
| Zitronen | 5 | →* |
| Eissalat | 3 | ↔* |
| Salatgurken | 4 | ↔* |
| Tomaten | 2 | →* |
| Paprika | 1 | ↔* |
| Zucchini | 1 | ↔* |
| Möhren | 5 | ↔* |
| Zwiebeln | 3 | ←* |

Legende: Einzelhandelspreise: Mittel über alle Geschäfte; ↔ Feedbackbeziehung, ← Einzelhandelspreis wirkt Grangerkausal auf den Großhandelspreis, → der Großhandelspreis wirkt Grangerkausal auf den Einzelhandelspreis, * Kontemporäre Kausalbeziehung.

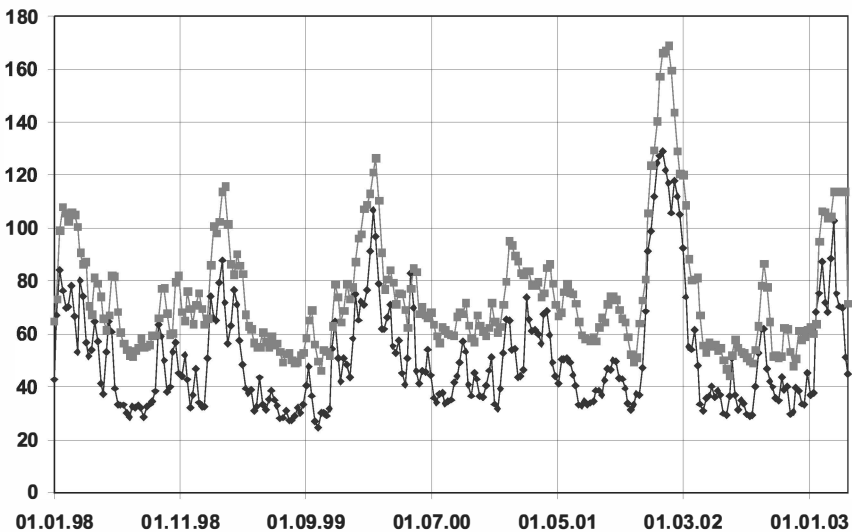
Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis der ZMP-Daten, 2004. Für die Berechnungen wurde das Programm JMulti Version 4.03 verwendet: Lütkepohl und Krätzig (2004).

3.7 Empirische Ergebnisse

Für die Fleischprodukte ist die in Gleichung 3a dargestellte Modellspezifikation geeignet. Die Zeitreihen sind cointegriert und es liegt zumeist eine eindeutige Kausalrichtung vor. Für die stationären Preisreihen bei den pflanzlichen Produkten wird häufig keine eindeutige Kausalrichtung durch die Tests angezeigt. Da es sich um vektorautoregressive Systeme handelt, die in allen Gleichungen die gleichen Variablen verwenden, sind die Ergebnisse für Systemschätzungen identisch mit denen einfacher Kleinstquadrateschätzungen für die Einzelgleichungen (Gujarati, 1995, 752). Aufgrund der besseren Vergleichbarkeit der Ergebnisse wird deshalb auch in diesen Fällen die Gleichung

3a geschätzt. Nur für zwei Produkte (Birnen und Zwiebeln) wird diese Kausalrichtung ausgeschlossen. Für diese Produkte wird zusätzlich geprüft, ob sich die Ergebnisse bei Annahme der anderen Kausalrichtung verändern.²²

Die oben beschriebene Modellspezifikation wird um zwei Variablen ergänzt. Bei den tierischen Produkten wird ein BSE-Dummy eingefügt, um den Einfluss dieser Tierkrankheit auf die Preisbeziehung zwischen Groß- und Einzelhandelspreis bei Rindfleisch und bei den Substituten (Schweinefleisch, Hähnchen- und Putenfleisch) zu berücksichtigen. Für die pflanzlichen Produkte werden monatliche Saisondummies in das Modell aufgenommen, da die Zeitreihen ausgeprägte saisonale Muster zeigen, wie das Beispiel Eissalat in Abbildung 3 zeigt.



Quelle: Eigene Darstellung auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

Abbildung 3: Durchschnittliche Einzelhandels- und Großhandelspreise bei Eissalat

Die Lagordnung wird sukzessive symmetrisch erhöht, bis die Autokorrelation der Residuen auf dem 5% Irrtumswahrscheinlichkeitsniveau nicht mehr nachweisbar ist. Dazu wird eine *F*-Version des Tests von Breusch und Godfrey verwendet (Harvey, 1990). Für die meisten Prozesse ist eine Lagordnung von 3 für einen unkorrelierten Störterm ausreichend. Nur in fünf Fällen ließ sich die Korrelation der Residuen nicht durch eine Variation der Laglänge erreichen.²³

²² Die Ergebnisse weichen nicht von den hier dargestellten ab. Auf Anfrage werden diese von den Autoren zur Verfügung gestellt.

In Tab. 6a und 6b sind die Ergebnisse im Sinne der zentralen Fragestellung zusammengefasst. In der ersten Spalte sind die Anpassungskoeffizienten abgetragen. Bis auf zwei der 84 geschätzten Preisbeziehungen weisen alle eine signifikante Reduktion von Abweichungen vom langfristigen Preisgleichgewicht auf. Allerdings sind die Abbauraten bis auf die bei Eissalat, Salatgurken und Zucchini als vergleichsweise gering einzustufen. Nur etwa 5 % bis 25 % einer Abweichung werden pro Woche abgebaut. Bei einer Abbaurate von 0,1 oder 10 % wird ein Abbau einer Abweichung vom langfristigen Preisgleichgewicht erst nach 22 Wochen zu 90 % erreicht sein. Bei den nicht stationären Prozessen mit Integrationsgrad 1 (Fleischprodukte) bestätigt die Signifikanz dieser Schätzer die Ergebnisse der Cointegrationstests, wonach in diesen Fällen von der Existenz eines langfristigen Preisgleichgewichts ausgegangen werden kann. Die Vorzeichen der Steigungskoeffizienten in den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen sind dabei durchweg positiv, so dass Preisänderungen auf der jeweiligen Stufe langfristig gleichgerichtete Preisänderungen auf der andern Stufe implizieren. Aufgrund der langsamen Anpassung kann es dennoch zu länger anhaltenden Ungleichgewichten kommen.

Dem Einfluss des Euros auf die Preisaufschläge wird, wie zuvor erläutert, mit Hilfe des Euro-Dummy nachgegangen. Der Schätzer für den kurzfristigen Effekt ist in Spalte 2 der Tabelle 6 abgetragen (H_0^A). Der langfristige Effekt ergibt sich bei Division des Euro-Dummy's (Spalte 2) durch den Anpassungsparameter (Spalte 1). Der Signifikanztest für diesen Schätzer gemäß H_0^B (Gleichung 6) ist in der dritten Spalte abgetragen. Die Spalten 4 und 5 beinhalten die Ergebnisse für den Test auf Residuenautokorrelation und die Bestimmtheitsmaße.

In 31 von 84 Fällen (37 %) werden H_0^A oder H_0^B abgelehnt, in 25 Fällen werden beide Hypothesen zurückgewiesen. Demnach ist in über einem Drittel der Produkte und Ladentypen ein signifikanter Effekt der Euro-Einführung nachweisbar. Im Widerspruch zu der dargestellten Theorie ist aber in 21 der 31 Fälle das Vorzeichen der Dummy-Variable negativ, d. h. der Preisaufschlag hat sich im Zuge der Euro-Einführung signifikant reduziert. Die signifikant positiven Vorzeichen treten zumeist bei Tomaten und Äpfeln auf, die signifikant negativen Vorzeichen sind hauptsächlich bei Möhren, Salatgurken und Paprika zu finden. Bei den Geschäftstypen zeigt sich, dass Fachgeschäfte bei knapp der Hälfte der Produkte einen signifikanten Effekt aufweisen, in vier der sechs Fälle ist zudem das Vorzeichen positiv, was mit den höheren Menu-Kosten der Fachgeschäfte begründet werden könnte.

²³ Bei dem Umfang der Schätzungen wäre aber aufgrund des Fehlers erster Art in 5 % der Fälle mit einer Ablehnung von H_0 zu rechnen gewesen, obwohl H_0 zutrifft.

Tabelle 6a

Ergebnisse für das Fehlerkorrekturmodell (vgl. Gleichung 3b und 5)

| Produkt | Lag | Endogen | (1) Anpassung β^* | (2) Euro λ | (3) Euro-Test $\chi^2(1) : 3,84$ | (4) ARI-Test $F(1,258) : 3,88$ | (5) R^2 |
|-----------------|-----|------------------|-------------------------------|--------------------------|--|--------------------------------------|--------------|
| Rindfleisch | 3 | Einzelhandel | -0,09* | -2,20* | 3,17 | 3,68 | 0,41 |
| | 5 | Kleiner LEH | -0,15* | -3,23 | 2,12 | 2,41 | 0,45 |
| | 3 | Großer LEH | -0,27* | -4,17* | 7,09* | 1,68 | 0,36 |
| | 4 | Discounter | -0,10* | 0,35 | 0,00 | 0,81 | 0,34 |
| | 4 | Verbrauchermarkt | -0,18* | -3,96 | 3,20 | 2,92 | 0,51 |
| | 4 | Fachgeschäft | -0,04 | -0,78 | 0,37 | 2,98 | 0,31 |
| Schweinefleisch | 3 | Einzelhandel | -0,10* | 1,36 | 0,75 | 0,06 | 0,42 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,14* | 1,08 | 0,13 | 3,67 | 0,53 |
| | 3 | Großer LEH | -0,15* | 3,10 | 1,43 | 1,94 | 0,47 |
| | 3 | Discounter | -0,15* | 0,88 | 0,07 | 1,69 | 0,32 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,15* | 2,95 | 1,44 | 0,78 | 0,47 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,06* | 0,98 | 0,68 | 2,01 | 0,32 |
| Hähnchen | 4 | Einzelhandel | -0,09* | -0,66 | 1,66 | 1,23 | 0,33 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,22* | -0,47 | 0,36 | 1,87 | 0,40 |
| | 3 | Großer LEH | -0,17* | -0,13 | 0,05 | 3,57 | 0,32 |
| | 4 | Discounter | -0,05* | -0,81 | 4,67* | 2,87 | 0,23 |
| | 4 | Verbrauchermarkt | -0,13* | -0,17 | 0,04 | 3,18 | 0,38 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,40* | -4,80* | 68,56* | 0,12 | 0,33 |
| Putenfleisch | 3 | Einzelhandel | -0,07* | -1,03 | 0,29 | 2,75 | 0,36 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,14* | 1,17 | 0,07 | 0,00 | 0,48 |
| | 5 | Großer LEH | -0,13* | 0,26 | 0,00 | 0,91 | 0,43 |
| | 3 | Discounter | -0,38* | -68,85* | 128,06* | 0,11 | 0,40 |
| | 4 | Verbrauchermarkt | -0,09* | -3,94 | 1,57 | 0,43 | 0,39 |
| | 5 | Fachgeschäft | -0,06* | 1,80 | 0,83 | 0,24 | 0,39 |
| Äpfel | 3 | Einzelhandel | -0,05 | 0,84 | 2,22 | 1,95 | 0,36 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,13* | 1,61 | 1,44 | 3,28 | 0,25 |
| | 3 | Großer LEH | -0,12* | 1,19 | 1,76 | 3,65 | 0,31 |
| | 3 | Discounter | -0,30* | 3,86* | 11,38* | 3,18 | 0,35 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,10 | 1,59 | 2,93 | 0,01 | 0,39 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,35* | 5,49* | 31,68* | 2,04 | 0,35 |
| Birnen | 3+ | Einzelhandel | -0,09* | 0,50 | 0,53 | 14,41* | 0,28 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,21* | 2,08 | 2,91 | 2,62 | 0,24 |
| | 3+ | Großer LEH | -0,12* | 0,26 | 0,07 | 8,49* | 0,21 |
| | 8 | Discounter | -0,20* | 3,31 | 2,97 | 2,53 | 0,30 |
| | 4 | Verbrauchermarkt | -0,18* | 1,81 | 2,81 | 3,37 | 0,28 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,09* | 1,09 | 0,87 | 0,91 | 0,28 |
| Zitronen | 3 | Einzelhandel | -0,05* | -0,07 | 1,50 | 0,16 | 0,35 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,09* | -0,22* | 5,04* | 0,20 | 0,31 |
| | 3 | Großer LEH | -0,11* | -0,09 | 1,14 | 0,51 | 0,27 |
| | 3 | Discounter | -0,15* | -0,21* | 8,00* | 0,17 | 0,27 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,07* | -0,04 | 0,23 | 0,08 | 0,29 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,06 | 0,06 | 0,41 | 2,05 | 0,30 |

Legende: Euro-Test: $H_0^B: \lambda / -\beta^*$.

Quelle: Eigene Berechnungen mit PcGive, Version 10 (Hendry und Doornik, 2001), auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

Tabelle 6b

Ergebnisse für das Fehlerkorrekturmodell (vgl. Gleichung 3b und 5)

| Produkt | Lag | Endogen | (1) Anpassung β^* | (2) Euro λ | (3) Euro-Test $\chi^2(1) : 3,84$ | (4) AR1-Test $F(1,258) : 3,88$ | (5) R^2 |
|-------------|-----|------------------|-------------------------------|--------------------------|--|--------------------------------------|--------------|
| Eissalat | 3 | Einzelhandel | -0,42* | -0,76 | 1,08 | 0,86 | 0,71 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,40* | -0,03 | 0,00 | 0,06 | 0,60 |
| | 4 | Großer LEH | -0,41* | -1,25 | 1,96 | 0,75 | 0,67 |
| | 3 | Discounter | -0,48* | -1,52 | 3,01 | 0,15 | 0,65 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,54* | -1,37 | 2,44 | 0,72 | 0,66 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,28* | 1,22 | 2,93 | 1,44 | 0,58 |
| Salatgurken | 3 | Einzelhandel | -0,54* | -1,52* | 6,75* | 0,04 | 0,76 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,57* | -1,73* | 4,89* | 0,15 | 0,67 |
| | 3 | Großer LEH | -0,63* | -2,88* | 17,23* | 0,63 | 0,74 |
| | 3 | Discounter | -0,46* | -1,63* | 5,20* | 1,73 | 0,70 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,62* | -1,95* | 7,82* | 0,04 | 0,72 |
| | 3+ | Fachgeschäft | -0,40* | 1,64* | 9,20* | 7,43* | 0,63 |
| Tomaten | 3 | Einzelhandel | -0,11* | 2,34 | 5,00* | 1,13 | 0,60 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,16* | 3,79* | 5,23* | 0,07 | 0,43 |
| | 3 | Großer LEH | -0,14* | 2,83 | 3,57 | 0,19 | 0,50 |
| | 3 | Discounter | -0,19* | 3,20* | 5,36* | 1,35 | 0,53 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,12* | 3,05 | 4,74* | 1,72 | 0,47 |
| | 7 | Fachgeschäft | -0,11* | -7,40 | 1,67 | 3,09 | 0,33 |
| Paprika | 3 | Einzelhandel | -0,24* | -5,04 | 4,06* | 0,11 | 0,52 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,29* | -5,44 | 3,01 | 0,01 | 0,43 |
| | 3 | Großer LEH | -0,25* | -7,75* | 6,53* | 0,41 | 0,47 |
| | 3 | Discounter | -0,26* | -3,84 | 2,62 | 0,15 | 0,33 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,28* | -5,59 | 3,17 | 0,25 | 0,48 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,28* | -5,41* | 4,77* | 1,29 | 0,41 |
| Zucchini | 3 | Einzelhandel | -0,40* | -1,08 | 0,47 | 0,60 | 0,69 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,35* | -2,10 | 1,18 | 0,90 | 0,58 |
| | 3 | Großer LEH | -0,49* | -4,89* | 6,48* | 0,94 | 0,66 |
| | 3 | Discounter | -0,43* | -7,28 | 3,40 | 0,22 | 0,39 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,44* | -0,41 | 0,05 | 0,22 | 0,67 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,26* | 3,76 | 4,33* | 0,36 | 0,50 |
| Möhren | 3 | Einzelhandel | -0,13* | -1,24* | 18,64* | 1,29 | 0,57 |
| | 3 | Kleiner LEH | -0,24* | -2,09* | 21,61* | 0,51 | 0,40 |
| | 3 | Großer LEH | -0,17* | -2,05* | 23,69* | 0,00 | 0,45 |
| | 3 | Discounter | -0,15* | -1,29* | 10,67* | 0,85 | 0,36 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,17* | -2,25* | 32,10* | 3,33 | 0,48 |
| | 3 | Fachgeschäft | -0,23* | 1,88* | 19,50* | 0,08 | 0,34 |
| Zwiebeln | 3 | Einzelhandel | -0,04* | -0,12 | 0,22 | 0,13 | 0,58 |
| | 3+ | Kleiner LEH | -0,10* | -0,60 | 1,54 | 10,27* | 0,36 |
| | 3 | Großer LEH | -0,07* | -0,54 | 1,77 | 1,66 | 0,41 |
| | 3 | Discounter | -0,08* | 0,04 | 0,01 | 1,98 | 0,34 |
| | 3 | Verbrauchermarkt | -0,04 | -0,11 | 0,06 | 0,01 | 0,42 |
| | 3+ | Fachgeschäft | -0,20* | 1,72* | 16,20* | 16,27* | 0,35 |

Legende: Euro-Test: $H_0: \lambda / -\beta^*$; * signifikant bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit; + Prozesse, die auch bei Variation der Laglänge Autokorrelation für den Störterm anzeigen.

Quelle: Eigene Berechnungen mit PcGive, Version 10 (Doornik, 2001), auf Basis der ZMP-Daten, 2004.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass sich für das Gros der untersuchten Lebensmittel keine signifikante Auswirkung der Währungsumstellung auf den Preisbildungsprozess im Einzelhandel ergeben hat. Es lässt sich ein produkt- und geschäftstypübergreifender Einfluss der Euro-Einführung im Sinne der Geldillusion- oder Menu-Kostentheorie nicht nachweisen. Die nominalen Preisänderungen auf Einzelhandelsebene zeigen bei Berücksichtigung des Einflusses von den Änderungen der Großhandelspreise nur in wenigen Fällen Steigerungen auf, die auf den Euro zurückgeführt werden könnten. Demnach haben die Akteure die Währungsumstellung nicht zur Änderung realer Preise im großen Stil genutzt und die vielfach in der Öffentlichkeit diskutierten Vorbehalte gegen die preistreibende Wirkung des Euro lassen sich bei den hier untersuchten Produkten nicht bestätigen. Allerdings deuten die Ergebnisse darauf hin, dass bei bestimmten Obst- und Gemüsesorten euro-induzierte Preissteigerungen insbesondere im Fachhandel nicht ausgeschlossen werden können.

4. Schlussbetrachtungen

Im Rahmen dieser Arbeit wurde der Frage nachgegangen, ob der Lebensmitteleinzelhandel die Euro-Einführung zur Erhöhung der Lebensmittelpreise genutzt hat. Anhand einiger theoretischer Überlegungen werden in dieser Arbeit zwei Erklärungsansätze für Preissteigerungen im Zuge der Währungsumstellung dargestellt. Die Erhöhung der Konsumentenpreise zum Jahreswechsel 2001/2002 könnte demnach durch Geldillusion der Marktteilnehmer und/ oder durch Menu-Kosten der Währungsumstellung hervorgerufen worden sein. In beiden Fällen würden eurobedingte Preissteigerungen mit einer Erhöhung der Preisaufschläge zwischen Einzel- und Großhandelspreisen einhergehen.

Anhand eines Fehlerkorrekturmodells wird überprüft, ob Veränderungen in der langfristigen Preisbeziehung zwischen Einzel- und Großhandelspreisen in 2002 bei verschiedenen Fleischsorten sowie Obst- und Gemüseprodukten im Zuge der Euro-Einführung aufgetreten sind. Ferner wurde untersucht, ob sich die Preisanpassungen nach der Euro-Einführung in den verschiedenen Ladentypen des Einzelhandels unterscheiden. Die Teststatistiken weisen zunächst darauf hin, dass nur ein langsamer Abbau der Abweichungen von der Langfristbeziehung zwischen Groß- und Einzelhandelspreisen von Periode zu Periode stattfindet. Daraus folgt, dass die Preisspannen eines Produktes in einem Geschäftstyp oder im Aggregat über alle Geschäftstypen im Zeitablauf erheblich variieren können. Weiterhin dokumentieren die Ergebnisse der ökonomischen Analyse, dass langfristige Änderungen der Großhandelspreise zu gleichgerichteten Änderungen der Einzelhandelspreise führen.

Die zentralen Ergebnisse der Analysen dokumentieren, dass bei Fleischprodukten nur in wenigen Fällen signifikante Effekte der Währungsumstellung

aufgetreten sind und diese weisen bis auf einen Fall ein negatives Vorzeichen auf. Damit kann die Theorie der Geldillusion als auch die der Menu-Kosten in diesen Fällen abgelehnt werden. Bei den Obst- und Gemüseprodukten zeigt sich ein etwas anderes Bild. So treten bei diesen Produkten deutlich häufiger signifikante Veränderungen der Preisaufschläge im Zuge der Euro-Einführung auf. Doch auch bei diesen ist die Mehrzahl der Vorzeichen negativ. Allerdings sind insbesondere im Fachhandel bei einigen Obst- und Gemüsesorten währungsbedingte Preissteigerungen zu beobachten.

Ingesamt lässt sich festhalten, dass sich für das Gros der untersuchten Lebensmittel keine signifikante Auswirkung der Währungsumstellung auf den Preisbildungsprozess im Einzelhandel ergeben hat. Es lässt sich kein systematischer Einfluss der Euro-Einführung im Sinne der Geldillusion- oder Menu-Kostentheorie nachweisen. Viele der nominellen Preissteigerungen lassen sich auf gleichgerichtete Veränderungen der Großhandelspreise zurückführen, die die ungünstigen Witterungsbedingungen in 2002 als wahrscheinliche Ursache haben. Der Einzelhandel hat die Währungsumstellung nicht zur „versteckten“ Änderung realer Preise genutzt und die vielfach in der Öffentlichkeit diskutierten Vorbehalte gegen die preistreibende Wirkung des Euro lassen sich bei den hier untersuchten Produkten nicht oder nur in Ausnahmen bestätigen.

Literatur

- Akerlof, G. A. / Dickens, W. T. / Perry, G. L.* (1996): The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1), 1 – 59.
- Atkinson, J. W.* (1957): Motivational Determinants of Risk-Rating Behavior, *Psychological Review* 64, 359 – 372.
- Aucremanne, L. / Cornille, D.* (2001): Attractive Prices and Euro-Rounding Effects on Inflation, National Bank of Belgium, Working Paper 17.
- Azzam, A. M.* (1999): Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission, *American Journal of Agricultural Economics* 81 (3), 525 – 533.
- Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Galbraith, J. W. / Hendry, D. F.* (1993): Co-integration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford.
- Benson, B. L. / Faminow, M. D.* (1985): An Alternative View of Pricing in Retail Food Markets, *American Journal of Agricultural Economics* 67 (2), 296 – 306.
- Blattberg, R. C. / Wisniewski, K. J.* (1989): Price-Induced Patterns of Competition, *Marketing Science* 8 (4), 291 – 308.
- Brachinger, H. W.* (2005): Der Euro als Teuro? Die wahrgenommene Inflation in Deutschland, *Wirtschaft und Statistik* 9, 999 – 1013.
- Brachinger, H. W.* (2006): Euro or „teuro“?: The euro-induced perceived inflation in Germany, DQW working paper Nr. 5, Department of Quantitative Economics, University of Freiburg / Fribourg Switzerland.

- Brandstätter, G./Kehl, L.* (2000): Neue Methoden zur Simulation von Preis-Absatz-Funktionen, dargestellt am Beispiel der Währungsumstellung von Schilling zum Euro, in: T. Foscht (Hrsg.): Zukunftsperspektiven für das Handelsmanagement: Konzepte, Instrumente, Trends, Festschrift für Hans-Peter Liebmann, 464 – 474.
- Brandstätter, H./Güth, W./Kliemt, H.* (2003): The Bounds of Rationality: Philosophical, Psychological and Economic Aspects of Choice Making. Max Planck Institute for Research into Economic Systems, Discussion Paper on Strategic Interaction Nr. 06 – 2003.
- Chlumsky, J./Engelhardt, N.* (2003): Ein Jahr Euro – Ein Jahr Teuro? Anmerkungen der amtlichen Preisstatistik, Wiesbaden.
- Davidson, R./MacKinnon, J. G.* (1993): Estimation and Inference in Econometrics, New York.
- Dickey, D. A./Fuller, W. A.* (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49 (4), 1057 – 1072.
- Die Welt (2002): Verbraucher beklagen Euro-Preissteigerungen. 10. 05. 2002.
- Diller, H./Brambach, G.* (2002): Die Entwicklung der Preise und Preisfiguren nach der Euro-Einführung im Einzelhandel, in: Handel im Fokus – Mitteilungen aus dem Institut für Handelsforschung Köln, Nr. 03, 228 – 239.
- Dolado, J. J./Lütkepohl, H.* (1996): Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems, *Econometric Reviews* 15, 369 – 386.
- Engle, R. F./Granger, C. W. J.* (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica* 55 (2), 251 – 275.
- Fehr, E./Tyran, J.-H.* (2001): Does Money Illusion Matter? *The American Economic Review* 91 (5), 1239 – 1262.
- Fiesser, G./Schneider, W.* (2001): Rollenspiele für den Euro, *Lebensmittel-Zeitung*, 26. Januar 2001.
- Fluch, M./Stix, H.* (2005): Perceived inflation in Austria – extent, explanations, effects, *Monetary Policy & the Economy* 3, 22 – 45.
- Frankfurter Allgemeine Zeitung, FAZ (2005): Die Zeiten der hohen gefühlten Inflation sind vorbei. FAZ, 23. Mai 2005.
- Gedenk, K./Sattler, H.* (1999): The Impact of Price Thresholds on Profit Contribution – Should Retailers set 9-Ending Prices? *Journal of Retailing* 75 (1), 33 – 57.
- GfK (1999).
- Glauben, T./Loy, J.-P./Meyer, J.* (2004): L'impact des Chocs Nominaux sur la Transmission des Prix: Le Cas de L'introduction de L'euro sur le Marché Allemand de L'alimentaire, *Économie Rurale* (283 – 284): 47 – 61.
- Granger, C. W. J.* (1993): What are we Learning about the Long-Run? *The Economic Journal* 103 (2), 307 – 317.
- Gujarati, D. N.* (1995): *Basic Econometrics*, 3. Auflage, New York.
- Harvey, A. C.* (1990): *The Econometric Analysis of Time Series*, 2. Auflage, Hemel Hempstead.
- Hawkins, E. R.* (1954): Price Policy and Theory, *Journal of Marketing* 18, 233 – 240.
- Schmollers Jahrbuch 127 (2007) 3

- Hendry, D. F./Doornik, J. A.* (2001): GiveWin: An Interface to Empirical Modelling (3rd ed.), London.
- Heusinger, R./Uchatius, W.* (2002): Die Wahrheit über den Euro, *Die Zeit* Nr. 22.
- Högl, S.* (1989): Preisschwellen und Preispolitik, *Planung und Analyse* 10, 371 – 376.
- Hume, D.* (1752): Of Money, Wiederabgedruckt in: E. Rotwein (Ed.) *Writings on Economics*, Madison, 1970.
- IdW – Institut der deutschen Wirtschaft Köln* (2002): Gefühlte Inflation, *IdW* 22, 3.
- Johansen, S.* (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1), 231 – 254.
- Johansen, S.* (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica* 59 (10), 1551 – 1580.
- Johansen, S.* (1992a): Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis, *Journal of Econometrics* 52 (1), 389 – 402.
- Johansen, S.* (1992b): Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (4), 383 – 397.
- Johansen, S.* (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford.
- Johansen, S./Mosconi, R./Nielsen, B.* (2000): Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend, *Econometrics Journal* 3 (2), 216 – 249.
- Kalyanam, K./Shively, T. S.* (1998): Estimating Irregular Pricing Effects: A Stochastic Spline Regression Approach, *Journal of Marketing Research* 35 (1), 16 – 29.
- Kremers, J. J. M./Ericsson, N. R./Dolado, J. J.* (1992): The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (3), 325 – 348.
- Kühberger, A.* (1998): The Influence of Framing on Risky Decisions: A Meta-Analysis, *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 75 (1), 23 – 55.
- Kwiatkowski, D./Phillips, P. C. B./Schmidt, P./Shin, Y.* (1992): Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that the Economic Time Series have a Unit Root? *Journal of Econometrics* 54, 159 – 178.
- Lanne, M./Lütkepohl, H./Saikkonen, P.* (2002): Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts, *Journal of Time Series Analysis*.
- Levy, D./Bergen, M./Dutta, S./Venable, R.* (1997): Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains, *Quarterly Journal of Economics* 112 (3), 791 – 825.
- Lewin, K.* (1926): Vorsatz, Wille und Bedürfnis, *Psychologische Forschung* 7, 294 – 329.
- Lütkepohl, H.* (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin.
- Lütkepohl, H./Krätzig, M.* (2004): *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge, <http://www.JMulti.de>.
- Mason, J. B./Mayer, M.L.* (1990): *Modern Retailing: Theory and Practice*, 5. Auflage, Homewood.

- Perron, P.* (1989): The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica* 57 (4), 1361 – 1401.
- Pollan, W.* (1998): Preiseffekte von Integration und Währungsunion, WIFO-Studie, Wien.
- Rasonyi, P.* (2004): Der Euro ist kein „Teuro“, Neue Zürcher Zeitung vom 28. Juli 2004.
- Saikkonen, P./Lütkepohl, H.* (2000): Trend Adjustment Prior to Testing for the Cointegrating Rank of a Vector Autoregressive Process, *Journal of Time Series Analysis* 21, 435 – 456.
- Schindler, R. M./Kirby, P. N.* (1997): Patterns of Rightmost Digits Used in Advertised Prices: Implications for Nine-Ending Effects, *Journal of Consumer Research* 24 (2), 192 – 201.
- Sinn, H.-W.* (2002): Der Seelen-Teuro, Süddeutsche Zeitung vom 2. Juli 2002.
- Spiegel Online (2002a): Preiserhöhungen: Die hässliche Seite des Euro, 23. Januar 2002.
- Spiegel Online (2002b): Preiserhöhungen: Die Euro-Wut tobt weiter, 29. Januar 2002.
- Statistisches Bundesamt* (2002): Preise. Sechs Monate Euro – Eine Zwischenbilanz der amtlichen Preisstatistik, Wiesbaden.
- Statman, M.* (1995): A Behavioral Framework for Dollar-Cost Averaging, *Journal of Portfolio Management* 22 (1), 70 – 78.
- Stiving, M./Winer, R. S.* (1997): An Empirical Analysis of Price Endings Using Scanner Data, *Journal of Consumer Research* 24 (1), 57 – 67.
- Stix, H.* (2006): Perceived Inflation and the Euro: Why high? Why Persistent? Proceedings of the OeNB Workshops „Price Setting and Inflation Persistence in Austria“, Nr. 8. 221 – 249.
- taz (2002): Euro: Ärger über Preissteigerungen, 30. 1. 2002, 10.
- Tversky, A./Kahneman, D.* (1981): The Framing Effect of Decisions and the Psychology of Choice, *Science* 211, 453 – 458.
- Weber, M./Keppe, H.-J./Meyer-Delius, D.* (2000): The Impact of Endowment Framing on Market Prices: An Experimental Analysis, *Journal of Economic Behavior and Organization* 41 (1), 15 – 176.
- Wunder, C./Schwarze, J./Krug, G./Herzog, B.* (2006): Welfare Effects of the Euro Cash Changeover, DIW Discussion Paper, No. 646, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.
- ZMP – Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle* (2004): Daten aus dem Handelspanel, Bonn.