

Kristin Hansen

Sonderangebote im Lebensmitteleinzelhandel

Eine empirische Analyse für
Deutschland

Cuvillier Verlag Göttingen

Sonderangebote im Lebensmitteleinzelhandel

Eine empirische Analyse für Deutschland

Kristin Hansen

Bibliografische Information Der Deutschen Bibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

1. Aufl. - Göttingen : Cuvillier, 2006

Zugl.: Kiel, Univ., Diss., 2006

ISBN 10: 3-86727-075-9

ISBN 13: 978-3-86727-075-5

© CUVILLIER VERLAG, Göttingen 2006

Nonnenstieg 8, 37075 Göttingen

Telefon: 0551-54724-0

Telefax: 0551-54724-21

www.cuvillier.de

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es nicht gestattet, das Buch oder Teile daraus auf fotomechanischem Weg (Fotokopie, Mikrokopie) zu vervielfältigen.

1. Auflage, 2006

Gedruckt auf säurefreiem Papier

ISBN 10: 3-86727-075-9

ISBN 13: 978-3-86727-075-5

Für meine Mutter und Lennart

Danksagung

An dieser Stelle danke ich meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Jens-Peter Loy für den Themenvorschlag, die Unterstützung und die fachlichen Anregungen während meiner Promotionszeit.

Meinen Dank möchte ich auch Frau Prof. Dr. Jutta Roosen für die Übernahme des Zweitgutachtens sowie für die fachlichen Diskussionen aussprechen.

Ich danke meinen Kollegen am Lehrstuhl für Marktlehre für den kollegialen Umgang und das angenehme Arbeitsklima, sowie für zahlreiche fachliche Hilfestellungen. Sehr unterstützt haben mich auch unsere Hiwis, die mir durch die prompte Erledigung aller Aufgaben vieles erleichtert haben.

Mein besonderer Dank gilt Dr. Thomas Herzfeld, der sich immer Zeit für meine Probleme genommen hat. Die vielen fachlichen Diskussionen und kritischen Anmerkungen haben meine Arbeit entscheidend vorangebracht. Ich durfte in dieser Zeit sehr viel von ihm lernen.

Viele Kollegen anderer Lehrstühle sind in dieser Zeit zu Freunden geworden und haben die Zeit in Kiel sehr schön gestaltet. Ich danke Dr. Kim Carolin Krause und Dr. Astrid Jonas für die großartige Hilfe beim Korrekturlesen und für den Motivationsschub, den ich erhielt als sie mir ein Exemplar ihrer eigenen Dissertationen schenkten. Dr. Birgit Gampl danke ich ebenfalls herzlich für das Korrekturlesen. Isabell Goldberg danke ich dafür, dass sie immer ein offenes Ohr für mich hatte. Larissa Drescher und Carola Grebitus, die mich bereits seit unserem Studium begleiten, haben mich immer wieder ermutigt und bestärkt, meinen Weg der Promotion auch in Krisensituationen weiterzugehen. Die beiden haben sich Zeit für mich genommen und mit mir zusammen nach Lösungen gesucht. Danke für diese große Hilfe und Unterstützung.

Dem Mitarbeiter des Rechenzentrums Herrn Dirk Krämer danke ich für die Erstellung und Betreuung der verwendeten Datenbanken. Ohne diese technische Unterstützung wäre ein problemloses Arbeiten mit der großen Menge an Daten nicht möglich gewesen.

Justus Fricke danke ich herzlich für seine Freundschaft und die vielen Stunden, in denen er mir Programmieren beigebracht hat.

Meiner Mutter danke ich aus tiefstem Herzen, dass sie mir die Promotion durch die Finanzierung meines Studiums ermöglicht und mich immer unterstützt und begleitet hat.

Besonders herzlich möchte ich auch meinem Verlobten Lennart Warnecke für sein Verständnis und seine Geduld danken. Nicht nur in der letzten Zeit vor der Abgabe meiner Arbeit war er für mich eine unentbehrliche Hilfe und ein starker Halt.

Inhaltsverzeichnis

Tabellen- und Abbildungsverzeichnis	III
Abkürzungsverzeichnis.....	VI
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung und Motivation	1
1.2 Zielsetzung und Vorgehensweise	3
2 Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel.....	6
2.1 Definitionen von Sonderangeboten	6
2.2 Einordnung und Rolle von Sonderangeboten.....	19
2.3 Bedeutung von Sonderangeboten in unterschiedlichen Preissetzungsstrategien	23
2.4 Marktbeschreibung des Lebensmitteleinzelhandels.....	29
2.4.1 Angebotsseite	29
2.4.2 Nachfrageseite	35
3 Zur Theorie von Sonderangeboten	41
3.1 Betriebswirtschaftliche Ansätze	43
3.2 Mikroökonomische Ansätze	52
3.2.1 Theoretische Modelle	52
3.2.1.1 Ein-Produkt-Modelle	54
3.2.1.2 Mehr-Produkt-Modelle	68
3.2.1.3 Diskussion der ausgewählten theoretischen Modelle	88
3.2.2 Empirische Studien.....	91
3.3 Zusammenfassung und Gründe für Sonderangebote.....	101

4 Empirische Analyse	104
4.1 Datensatzbeschreibung	105
4.1.1 Madakomdaten	105
4.1.2 Gfk-Daten	107
4.2 Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte.....	108
4.2.1 Methodische Vorgehensweise	108
4.2.1.1 Hypothesen zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten	111
4.2.1.2 Deskriptive Statistiken	111
4.2.2 Ergebnisse.....	114
4.2.3 Zusammenfassung und Diskussion der Analyse für verderbliche und nichtverderbliche Produkte	121
4.3 Analyse von Sonderangebotshöhe und –breite	133
4.3.1 Methodische Vorgehensweise	133
4.3.1.1 Methodische Grundlagen der Paneldatenanalyse ...	133
4.3.1.2 Wahl der geeigneten Schätzverfahren	146
4.3.1.3 Deskriptive Statistiken	165
4.3.2 Schätzungen und Ergebnisse	173
4.3.3 Zusammenfassung der Schätzung	192
5 Schlussbetrachtung	197
6 Summary	201
Literaturverzeichnis	204
Anhang.....	217

Tabellen- und Abbildungsverzeichnis

Tabelle 1: Allgemeine Definition von Sonderangeboten.....	8
Tabelle 2: Höhe von Sonderangeboten	15
Tabelle 3: Frequenz und Dauer von Sonderangeboten	18
Tabelle 4: Einteilung der Geschäftstypen	30
Tabelle 5: Größe und Sortimentsbreite der verschiedenen Einzelhandelstypen	31
Tabelle 6: Theoretische betriebswirtschaftliche Ansätze	43
Tabelle 7: Empirische betriebswirtschaftliche Studien.....	48
Tabelle 8: Mikroökonomische theoretische Modelle	53
Tabelle 9: Mikroökonomische empirische Studien	91
Tabelle 10: Gründe für die Entstehung von Sonderangeboten	102
Tabelle 11: Kriterium zur Bestimmung der Produktart	109
Tabelle 12: Übersicht der Hypothesen zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten	111
Tabelle 13: Produktauswahl und Marken	112
Tabelle 14: Preise und Preisniveau für verderbliche und nichtverderbliche Produkte	112
Tabelle 15: Regressionsergebnisse zur Bestimmung des Erklärungsanteils von Sonderangeboten an den Preisschwankungen	114
Tabelle 16: Mittelwertvergleich der absoluten Preisabschläge	115
Tabelle 17: Mittelwertvergleich der prozentualen Preisabschläge	116
Tabelle 18: Häufigkeiten von Sonderangeboten aufgegliedert nach Geschäften.....	116
Tabelle 19: Anteilstest für alle verderblichen und nichtverderblichen Produkte in allen Geschäften	117
Tabelle 20: Wechselbeziehungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten	118
Tabelle 21: Ergebnisse der mittleren Preisveränderungen gegenüber dem Normalpreis.....	119
Tabelle 22: Verifizierung und Falsifizierung der Hypothesen	121
Tabelle 23: Ergebnisse der Hazardanalyse für Pizza.....	125
Tabelle 24: Ergebnisse der Hazardanalyse für Suppe.....	126
Tabelle 25: Datenmatrix des GfK-Haushaltspanels.....	128
Tabelle 26: Übersicht über verschiedene Zählmodellen.....	155

Tabelle 27: Variablen für das Tobit-Modell nach dem Madakom-Kriterium	169
Tabelle 28: Variablen für das negative Binomial-Modell nach dem Madakom-Kriterium	170
Tabelle 29: Variablen für das loglineare Modell nach dem Madakom-Kriterium	170
Tabelle 30: Variablen für das Tobit-Modell nach dem Modus-Kriterium	171
Tabelle 31: Variablen für das negative Binomial-Modell nach dem Modus-Kriterium	171
Tabelle 32: Variablen für das loglineare Modell nach dem Modus-Kriterium	172
Tabelle 33: Hypothesen zur Schätzung der Sonderangebotshöhe und -breite	175
Tabelle 34: Variablen im Tobit-Modell	177
Tabelle 35: Regressionsergebnisse der Schätzung des Tobit-Modells (1. Stufe).....	178
Tabelle 36: Variablen im negativen Binomial-Modell	183
Tabelle 37: Regressionsergebnisse der Schätzung des negativen Binomial-Modells (2. Stufe).....	184
Tabelle 38: Variablen im loglinearen Modell	188
Tabelle 39: Regressionsergebnisse der Schätzung des loglinearen Modells (3. Stufe).....	189
Tabelle 40: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotshöhe ..	193
Tabelle 41: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotsbreite.	194
Tabelle 42: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotswirkung	195
Abbildung 1: Preiskategorien.....	11
Abbildung 2: Instrumente der Verkaufsförderung.....	21
Abbildung 3: Preisdifferenzierung	24
Abbildung 4: Konzentration im deutschen Lebensmitteleinzelhandel	32
Abbildung 5: Umsatzanteile in Prozent im deutschen LEH nach Geschäftstypen	34
Abbildung 6: Anzahl der Geschäfte.....	34
Abbildung 7: Einkaufsstättenpräferenz in Deutschland	36
Abbildung 8: Überblick zum Kapitel 3 Zur Theorie von Sonderangeboten	42
Abbildung 9: Quellen des Primäreffekts.....	46
Abbildung 10: Darstellung der Gewinne	59

Abbildung 11: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Preise	61
Abbildung 12: Anzahl der verschiedenen Geschäfte in der Stichprobe ...	113
Abbildung 13: Bivariate Kerndichteschätzung für Pizza.....	129
Abbildung 14: Bivariate Kerndichteschätzung für Suppe	130
Abbildung 15: Übersicht über die zu diskutierenden Modellansätze und Tests	148
Abbildung 16: Verzerrung der Kleinstquadrat-Schätzung durch Nullbeobachtungen und Preiserhöhungen	149
Abbildung 17: Die Wahrscheinlichkeitsdichte der Gammafunktion.....	158
Abbildung 18: Die Wahrscheinlichkeitsdichte des negativen Binomial- Modells.....	159
Abbildung 19: Vorgehensweise der Analyse zur Sonderangebotshöhe, - breite und intensität.....	164
Abbildung 20: Verkaufsanteil der ausgewählten Butterprodukte an der Gesamtstichprobe.....	165
Abbildung 21: Beispielpreisreihe für Ravensberger Butter in einem Geschäft.....	167
Abbildung 22: Beispielpreisreihe für Kerrygold Light Butter in einem Geschäft.....	168
Abbildung 23: Prozentualer Anteil von Sonderangeboten an allen Beobachtungen.....	173

Anhang

A. 1: Die TOP 20 des Lebensmittelhandels nach Food-Umsätzen.....	217
A. 2: Schätzung der Kauffrequenz für Pizza (verderblich).....	219
A. 3: Schätzung der Einkaufsmenge pro Kaufakt und Person für Pizza ..	219
A. 4: Schätzung der Kauffrequenz für Suppe (nichtverderblich)	220
A. 5: Schätzung der Einkaufsmenge pro Kaufakt und Person für Suppe.	220
A. 6: Gepooltes Tobit-Modell	222
A. 7: Hausman-Test negbin FE gegen negbin RE (Modus)	225
A. 8: Hausman-Test negbin FE gegen negbin RE (Madakom)	225

Abkürzungsverzeichnis

A.	Anhang
abh.	abhängig
AFTM	Accelerated-Failure-Time-Model
Ann.	Annahme
Aufl.	Auflage
bspw.	beispielsweise
bzw.	beziehungsweise
ca.	circa
cons.	Konstante
Cov	Kovarianz
DC	Discounter
DF-Test	Dickey-Fuller-Test
d.h.	das heißt
Dpreis	Durchschnittspreis
Eff.	Effekt
EHI	Europäisches Handelsinstitut
emp.	empirisch
et al.	et alii (und andere)
F	Formel
f.	folgende
FE	Fixed Effects (feste Individualeffekte)
ff.	fortfolgende
GfK	Gesellschaft für Konsumforschung AG
GLS	Generalized least square (verallgemeinerte Kleinstquadratmethode)
H	Hypothese
i. d. R.	in der Regel
Kap.	Kapitel
Koeff.	Koeffizient
Konst.	Konstante
LEH	Lebensmitteleinzelhandel
LM-Test	Lagrange-Multiplier-Test
logarithm.	logarithmierte
LR-Test	Likelihood-Ratio-Test
LSDV	Least Square Dummy Variable
Madakom	Marktdatenkommunikation
Max	Maximum
MHD	Mindesthaltbarkeitsdatum
Min	Minimum

Abkürzungsverzeichnis

ML	Maximum-Likelihood
Mrd.	Milliarden
negbin	negatives Binomial-Modell
OLS	Ordinary Least Square (Kleinstquadratmethode)
Prob.	Probability (Wahrscheinlichkeit)
qm	Quadratmeter
RE	Random Effects (zufällige Individualeffekte)
restl.	restliche
RSS	Residuenquadratsumme
S.	Seite
SA	Sonderangebot
SM	Supermarkt
Std. Abw.	Standardabweichung
Std. Err.	Standardfehler
tab.	tabellarisch
u.a.	unter anderem
USA	Vereinigte Staaten von Amerika
usw.	und so weiter
UWG	Gesetz gegen unlauteren Wettbewerb
vgl.	vergleiche
VM	Verbrauchermarkt
Vol.	Volume (Band)
wörtl.	wörtlich
z.B.	zum Beispiel

1 Einleitung

1.1 Problemstellung und Motivation

Sonderangebote sind ein häufig beobachtetes Phänomen in der Preissetzung des Lebensmitteleinzelhandels. Die Konsumenten sehen sich einer Informationsflut durch Prospekte, sowie TV- und Radiowerbung gegenüber. Zudem geht der Trend in Deutschland seit Mitte der 90er Jahre zum preisbewussten Einkaufen. Dadurch verschärft sich die Konkurrenzsituation im Lebensmitteleinzelhandel. Dies dokumentiert sich unter anderem in einer zunehmenden Anzahl von Discountern in Deutschland (GfK, 2002a). Auch die Einführung des Eurobargeldes im Januar 2002 hat ein zusätzlich gestiegenes Preisbewusstsein der Konsumenten zur Folge, worauf der Handel, insbesondere Super- und Verbrauchermärkte reagieren müssen. Dadurch gewinnen Preisinstrumente wie Sonderangebote und Niedrigpreise an Bedeutung. Dies zeigen u.a. die steigenden Ausgaben für Werbemaßnahmen in Deutschland, die von 1992 bis 2004 stark angestiegen sind (EHI, verschiedene Jahrgänge). Ausgaben für Werbemaßnahmen entstehen im Lebensmitteleinzelhandel vorwiegend durch die Bewerbung von Sonderangeboten, z. B. durch Prospekte oder Zeitungsbeilagen. Im Jahr 2002 sind durch Sonderangebote je nach Produktkategorie bereits bis zu 25-50% des Umsatzes im europäischen Einzelhandel erzielt worden (BALLIN, BRAUN ET AL., 2002). SCHMALEN UND PECHTL (1995b:1) stellen fest, dass Sonderangebote in Deutschland mittlerweile einen alltäglichen Charakter erlangt haben. Es ist daher zu vermuten, dass Sonderangebote heutzutage trotz ihres erhöhten Vorkommens weniger wahrgenommen werden, was eine Abnahme der Effektivität von Sonderangeboten zur Folge haben könnte.

Sonderangebote sind ein wesentliches Marketinginstrument, das der Handel zur Kundenbindung bzw. -akquisition einsetzt. Sonderangebote sollen für den Kunden gleiche Qualität zum geringeren Preis bieten. Hierbei kommen verschiedene Ausprägungen von Sonderangeboten zum Einsatz, wie z. B. die Gewährung von Mengenrabatten, die Vergabe von Coupons, Angebote von bestimmten Zusatzleistungen und die klassische Variante der zeitweiligen Preisreduktion, die Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit ist. Das Sonderangebot in Form einer Preisreduzierung lässt sich in unterschiedlichen Situationen beobachten. Gleiche Waren werden durch Sonderangebote beispielsweise zeitgleich zu unterschiedlichen Preisen in nah beieinander liegenden Geschäften angeboten. Während es bei

einigen Produkten sehr hohe Preisabschläge gibt, werden für andere Produkte nur geringe Preisabschläge beobachtet. Einige Produkte werden häufiger als Sonderangebot angeboten, während andere über längere Zeiträume zum gleichen Preis angeboten werden. Diese Unterschiede erfordern eine differenzierte Betrachtung des klassischen Sonderangebotes in der Preissetzung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels.

Bisherige Analysen zu Sonderangeboten in Deutschland sind primär vor betriebswirtschaftlichem Hintergrund durchgeführt worden, mit der Zielsetzung, die einzel-betrieblichen Auswirkungen zu bestimmen. In den letzten 20 Jahren wurden zunehmend mikroökonomische Marktmodelle zur Erklärung von Sonderangeboten entwickelt. Die ersten Modelle beziehen sich zumeist auf ein Produkt, um die Preisbildung im Handel zu erklären. Da der Handel aber ein typisches Mehrproduktunternehmen ist, lässt sich vermuten, dass Beziehungen zwischen den verschiedenen Produkten in der Preissetzung von Bedeutung sind. Mikroökonomische Modelle, wie z. B. die Modelle von HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) können das Verständnis und die Erklärung für einige Preissetzungsvorgänge verbessern. In den USA sind theoretische mikroökonomische Modelle bereits empirisch untersucht worden. Empirische Validierungen für einige theoretische Modelle wurden mit Hilfe von Daten für den amerikanischen Lebensmitteleinzelhandel (LEH) vorgenommen. Für den deutschen Markt existieren bisher nur wenige empirische Studien, die das Preissetzungsverhalten bei Sonderangeboten für den Handel analysieren. Bevor die Modelle auf Deutschland übertragen werden können, muss deren Umsetzung an die Gegebenheiten des deutschen Lebensmitteleinzelhandels angepasst werden. So muss beispielsweise geklärt werden, ob auf dem deutschen Markt eher Preissetzungsunterschiede zwischen verschiedenen Geschäftstypen oder, wie auf dem amerikanischen Markt, zwischen verschiedenen Handelsketten bestehen. Im Anschluss daran können anhand von Daten über den deutschen Markt erstmals Annahmen und Hypothesen überprüft werden, um den Erklärungsgehalt der Modelle in der Realität zu bestimmen. Diese Untersuchungen sind von besonderer Bedeutung, um das Preissetzungsverhalten der Unternehmen auf dem deutschen Markt aus mikroökonomischer Sicht erklären und beurteilen zu können.

1.2 Zielsetzung und Vorgehensweise

Das Ziel dieser Arbeit ist es, unter Berücksichtigung der Besonderheiten des Lebensmitteleinzelhandels in Deutschland, Hypothesen zum Sonderangebotsverhalten empirisch zu prüfen. Zu diesen Besonderheiten gehören u.a. die Marktstruktur und die Preissetzung unterschiedlicher Geschäftstypen. Die konkreten Ziele der Arbeit lassen sich in fünf Fragen zusammenfassen.

- Wie können Sonderangebote definiert, abgegrenzt und bestimmt bzw. gemessen werden? (Kap.2)
- Welche Gründe sind für das Zustandekommen von Sonderangeboten verantwortlich? (Kap.3)
- Welche theoretischen Modelle sind geeignet, um das Entstehen von Sonderangeboten zu erklären? (Kap.3)
- Welchen empirischen Erklärungsgehalt weisen ausgewählte Modelle auf? (Kap.4)
- Welche Implikationen haben die Ergebnisse für Unternehmen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel? (Kap.5)

Nach einer Einleitung im ersten Kapitel folgt im zweiten Kapitel die Beschreibung der Grundlagen für die vorliegende Arbeit, indem Sonderangebote definiert und in die Gesamtauswahl verkaufsfördernder Maßnahmen eingeordnet werden. Aus den in der Literatur bestehenden Definitionen werden eine Definition des Sonderangebotsbegriffes für die vorliegende Arbeit entwickelt und zwei Kriterien zur Messung von Sonderangeboten festgelegt. Daran schließt eine Marktbeschreibung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels sowohl für die Angebotsseite als auch für die Nachfrageseite an.

Im dritten Kapitel erfolgt ein Literaturüberblick über Sonderangebote, sowie eine Einordnung des Themas dieser Arbeit in die bestehende Literatur. Die theoretischen Modelle, die der empirischen Analyse dieser Arbeit zugrunde liegen, werden aufgegriffen und näher erläutert. Dabei wird die chronologische Entwicklung der bestehenden Modelle aufgezeigt und zwischen Ein- und Mehr-Produkt-Modellen differenziert. Mit Hilfe mikroökonomischer Modelle werden Bestimmungsgründe und Einflussfaktoren für das Zustandekommen von Sonderangeboten identifiziert. Um zu überprüfen, ob diese theoretischen Modelle für Sonderangebote auch Erklärungsgehalt in der Empirie besitzen, werden aus den theoretischen Modellen empirisch überprüfbare Hypothesen unter Berücksichtigung der zur Verfü-

gung stehenden Datengrundlage für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel abgeleitet. Zwei Ansätze stehen dabei im Mittelpunkt. Der Ansatz von HOSKEN UND REIFFEN (2001) untersucht Unterschiede in der Sonderangebotssetzung zwischen verschiedenen Produktklassen unterschieden nach verderblichen und nichtverderblichen Produkten. Der Ansatz von RICHARDS (2006) stellt die Ermittlung von Zahl und Höhe der Preisabschläge bei Sonderangeboten und deren Verhältnis zueinander in den Vordergrund, woraus unterschiedliche Preissetzungsstrategien erklärt werden können. Die Zahl der Sonderangebote wird dabei als Breite bezeichnet und die Höhe der Preisreduktion als Höhe der Sonderangebote. Diese beiden Modellansätze werden aufgrund des Multiproduktcharakters des Lebensmitteleinzelhandels ausgewählt.

Innerhalb der empirischen Studien wird neben einem Überblick auch die ökonometrische Vorgehensweise von HOSKEN UND REIFFEN (2001) sowie RICHARDS (2006) erklärt, da diese Ansätze in der eigenen empirischen Analyse ebenfalls Berücksichtigung finden.

Das vierte Kapitel beinhaltet die empirische Analyse des Sonderangebotsverhaltens im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Die empirische Grundlage bildet die Datenbasis der Madakom GmbH.^{1,2} Anhand dieser werden die ausgewählten theoretischen Modelle auf den deutschen Lebensmitteleinzelhandel übertragen und ihre Erklärungskraft bezüglich des Entstehens von Sonderangeboten überprüft. Für das Modell zur Untersuchung von verderblichen und nichtverderblichen Produkten werden zusätzlich Daten aus dem Haushaltspanel „ConsumerScan“ der GfK³ verwendet. Nach einer Datensatzbeschreibung und den deskriptiven Statistiken der ausgewählten Produktkategorien erfolgt eine Diskussion zur Auswahl der Methoden und Modelle. Ökonometrische Modelle werden ausgewählt, an die Gegebenheiten des deutschen Lebensmitteleinzelhandels angepasst und methodisch weiterentwickelt. Die Datenanalyse der vorliegenden Arbeit gliedert sich in zwei Abschnitte. Dabei werden im ersten Teil Unterschiede zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten untersucht. Im zweiten Teil stehen Sonderangebotshöhe⁴ und -breite⁵ und deren Implikationen auf Strategien im Lebensmitteleinzelhandel im Mittelpunkt der Betrachtung. Probleme ergeben sich beim Vergleich mit anderen Modellen und in der

¹ Madakom GmbH Köln, Marktdatenkommunikation.

² An dieser Stelle danke ich Herrn Prof. Dr. von Cramon-Taubadel, Universität Göttingen für die Bereitstellung der Daten.

³ GfK AG Nürnberg, Gesellschaft für Konsumforschung.

⁴ Unter Sonderangebotshöhe wird die Höhe der Preisreduktion gegenüber einem definierten Normalpreis verstanden.

⁵ Unter Sonderangebotsbreite wird die Anzahl der Sonderangebote verstanden.

praktischen Umsetzung durch die unterschiedlichen bestehenden Definitionen des Sonderangebotsbegriffes und die unterschiedlichen Messkriterien in Bezug auf die zur Verfügung stehenden Datensätze. Indem die vorliegende Arbeit einerseits Sonderangebote für den deutschen LEH definiert und abgrenzt und andererseits zwei verschiedene Messkriterien berücksichtigt, bietet sie Lösungsansätze für die genannten Probleme. Das Kapitel schließt mit der Darstellung der Ergebnisse und einer kurzen Diskussion und Zusammenfassung dieser Ergebnisse.

Das fünfte Kapitel dieser Arbeit fasst die Ergebnisse zusammen und zeigt zudem die Bedeutung der Arbeit für die Forschung und den Handel. Des Weiteren zeigt es künftigen Forschungsbedarf auf.

2 Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

Die Begriffe Schnäppchen-, Sonder-, und Tiefpreis beschreiben in der Realität Sonderangebote, die auf signifikante Preisreduktionen hindeuten. Dauer und Höhe von Sonderangeboten sind durch die Bezeichnung Sonderangebot nicht festgelegt. Aus diesem Grund wird nachfolgend der Begriff im Rahmen dieser Arbeit näher definiert.

2.1 Definitionen von Sonderangeboten

Sonderangebote sind allgemein als zeitlich begrenzte Preisreduktion eines Produktes (u.a. PEPELS (1998), KLENOV UND KRYVTSOV (2005), RAFFÉE, RIEDER ET AL. (1981), SOBEL (1984), HENDEL UND NEVO (2002)) definiert. Es wird jedoch deutlich, dass bei dieser Definition Bestimmungs- und Abgrenzungsschwierigkeiten gegenüber anderen Preisstellungen wie z.B. Dauerniedrigpreisen⁶ auftreten, da wichtige Merkmale wie Höhe, exakte Dauer und Frequenz von Sonderangeboten in dieser Definition nicht festgelegt sind. Aus diesem Grund sind bestehende Definitionen früherer Arbeiten im Zeitablauf zunehmend ergänzt und erweitert worden. Gerade auch zur Bestimmung und Messung von Sonderangeboten, wie sie in dieser Arbeit durchgeführt werden sollen, müssen Merkmale wie Höhe, Dauer und Frequenz von Sonderangeboten vorab festgelegt werden.

Während DILLER (1981) als einer der ersten Autoren in der deutschen Literatur Sonderangebote als Artikel bezeichnet, die zu Preisen unterhalb ihres Einkaufspreises zuzüglich der Mehrwertsteuer angeboten werden, erweitert SIMON (1982) die Definition um eine Zeitangabe, indem er ein Sonderangebot als kurzfristig vorübergehende Preisreduktion bezeichnet. Damit zeigt er, dass nicht nur die niedrige Preisstellung, sondern auch die zeitliche Begrenzung ein Sonderangebot ausmachen. Durch diesen Zusatz erfolgt die Abgrenzung zum Dauerniedrigpreis. RAFFÉE, RIEDER ET AL. (1981) und TIETZ (1993) legen neben einer zeitlich befristeten Reduktion des Abgabepreises auch fest, dass das Produkt dauerhaft zum Sortiment zählen muss. TIETZ (1993) nimmt damit eine Abgrenzung zu nicht dauerhaft im Sortiment befindlicher Ware vor, welche er als Aktionsware bezeichnet. GABLER (1993: 2993) definiert ein Sonderangebot als einzelnes besonders günstiges Angebot, von dem keine Rückschlüsse auf das Preisniveau der übrigen Artikel gezogen werden dürfen. Das bedeutet, dass ein niedriger

⁶ Dauerniedrigpreise sind Preise, die von einem Unternehmen dauerhaft auf ein niedriges Preisniveau gesenkt werden.

Preis, der ein Sonderangebot ist, nicht dafür spricht, dass alle anderen Preise auch besonders niedrig sind, wie beispielsweise bei einer Dauerniedrigpreisstrategie.⁷ Dadurch untermauert er die Sonderstellung eines Sonderangebotes im Gegensatz zu anderen Preisen. Mit dem Zusatz „besonders günstig“ wird in der Definition implizit auf die Höhe der Sonderangebote Bezug genommen. Das Bundesministerium für Wirtschaft setzt eine detaillierte Beschreibung des Sonderangebotsbegriffes fest, um wettbewerbsrechtlich verschiedene Preise abgrenzen zu können (vgl. Tabelle 1). Auch in dieser Definition wird die zeitliche Begrenzung eines reduzierten Preises herausgestellt. PEPELS (1998) erweitert die bestehenden Definitionen um den Zusatz „bei unveränderter Leistung“. Damit dokumentiert der Autor, dass es sich bei einem Sonderangebot um eine explizite Preissenkung handelt und nicht beispielsweise um Vergrößerungen von Packungen. Dieser Zusatz wird auch für die vorliegende Arbeit übernommen, um Sonderangebote von Vorteilspackungen⁸ abzugrenzen.

HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) erweitern die bestehenden Definitionen um den Zusatz, dass Sonderangebotssetzung unabhängig von Kostenänderungen der Händler ist. Auch HOSKEN UND REIFFEN (2004a) zeigen in diesem Zusammenhang, dass es keine Korrelation zwischen Großhandelspreisen und Sonderangeboten gibt. HENDEL UND NEVO (2002) führen zusätzlich die Absatzsteigerung an, die mit dem Offerieren von Sonderangeboten normalerweise einhergeht. Die Autoren integrieren damit die Zielsetzung von Sonderangeboten in ihre Definition. KLENOW UND KRYVTSOV (2005) greifen die besondere Kennzeichnung von Sonderangeboten für ihre Definition auf. Dieser Aspekt ist wichtig, damit der Konsument auch kleine Preisänderungen, die ansonsten unbeachtet bleiben würden, wahrnimmt.

⁷ Im Englischen wird diese Strategie als EDLP every day low price bezeichnet.

⁸ Bei gleichem Preis erhält der Konsument eine größere Menge des Produktes.

2. Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

In Tabelle 1 werden die wesentlichen Definitionen des Sonderangebotsbegriffes zusammenfassend dargestellt.

Tabelle 1: Allgemeine Definition von Sonderangeboten

RAFFÉE, RIEDER ET AL. (1981: 267)	„Als Sonderpreis-Aktionen werden in der Regel spezielle Marketingaktivitäten bezeichnet, die eine zeitlich befristete Reduktion des Abgabepreises für ein oder mehrere Elemente aus dem Leistungsprogramm des betreffenden Anbieters beinhalten und zielorientiert zur Beeinflussung des Nachfrageverhaltens eingesetzt werden.“
SIMON (1982: 419)	„Unter Sonderangeboten werden kurzfristig - vorübergehende Preisreduktionen bei ausgewählten Artikeln verstanden.“
GABLER (1993: 2993)	„Einzelnes besonders günstiges Angebot,....., von dem keine Rückschlüsse auf das Preisniveau der übrigen Artikel gezogen werden dürfen.“
TIETZ (1993: 380)	„Klassische Sonderangebotssortimente sind dadurch gekennzeichnet, dass eine im Sortiment befindliche Ware zeitlich begrenzt preisgünstiger angeboten wird. Aktionswaren werden dagegen nur für die Dauer einer Aktion angeboten und verschwinden danach wieder aus dem Sortiment.“
AUSSCHUSS FÜR BEGRIFFSDEFINITIONEN AUS DER HANDELS- UND ABSATZWIRTSCHAFT (1995: 85)	„Das Sonderangebot ist eine absatzpolitische Maßnahme, bei der im Rahmen des regelmäßigen Geschäftsbetriebes im Einzelhandel einzelne Waren und Dienstleistungen zum Teil unter Ankündigung einer zeitlichen Begrenzung zu einem meist stark reduzierten Preis angeboten und werblich besonders herausgestellt werden.“
PEPELS (1998: 65)	„Hierbei [bei Sonderangeboten] erfolgt eine Senkung des Preises bei unveränderter Leistung.“
HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000: 1)	“[...] temporary reductions in price, even when the costs are unchanged”
ZENTES UND SWOBODA (2001: 493)	„Sonderangebote sind Warenangebote mit zeitlich begrenzter Preisreduzierung.“
HENDEL UND NEVO (2002: 1)	“Temporary price reductions are common for many goods and naturally result in large increase in the quantity sold.”
HOSKEN UND REIFFEN (2004a: 145)	“The dynamic phenomena of interest are sales, defined as temporary reductions in retail prices that are unrelated to cost changes.”
KLENOW UND KRYVTSOV (2005: 5)	“... a “sale” price is temporarily lower than the “regular” price, available to all consumers, and usually identified by a sign or statement on the price tag.”

Quelle: Eigene Darstellung.

Höhe von Sonderangeboten

Während die allgemeine Definition eines Sonderangebotes als zeitlich begrenzte Preisreduktion relativ einheitlich ist, tritt bei genauerer Definition der Höhe und der Dauer die Problematik der Quantifizierbarkeit von Sonderangeboten auf. Für die Bestimmung von Sonderangeboten muss die Höhe jedoch festgelegt sein, um sie von Preissenkungen, die keine Sonderangebote sind, abgrenzen zu können. Zudem muss bestimmt werden gegenüber welchem Preis die Veränderung gemessen werden soll.

Viele Autoren weisen darauf hin, dass sich Sonderangebote in Höhe, Dauer und Frequenz wesentlich unterscheiden können (GEDENK, 2002). Angaben zu Höhe, Dauer und Frequenz sind in den Definitionen jedoch häufig nicht festgelegt. Der Bereich der Preissenkungen liegt zwischen jeder generellen Reduzierung, unabhängig von der Höhe und Reduzierungen bis zu 70% (GUPTA UND COOPER, 1992: 401). Die angegebenen Prozentzahlen verschiedener Autoren liegen meistens jedoch zwischen 2% und 25%. Dies verdeutlicht aber die großen Unterschiede in den Definitionen.

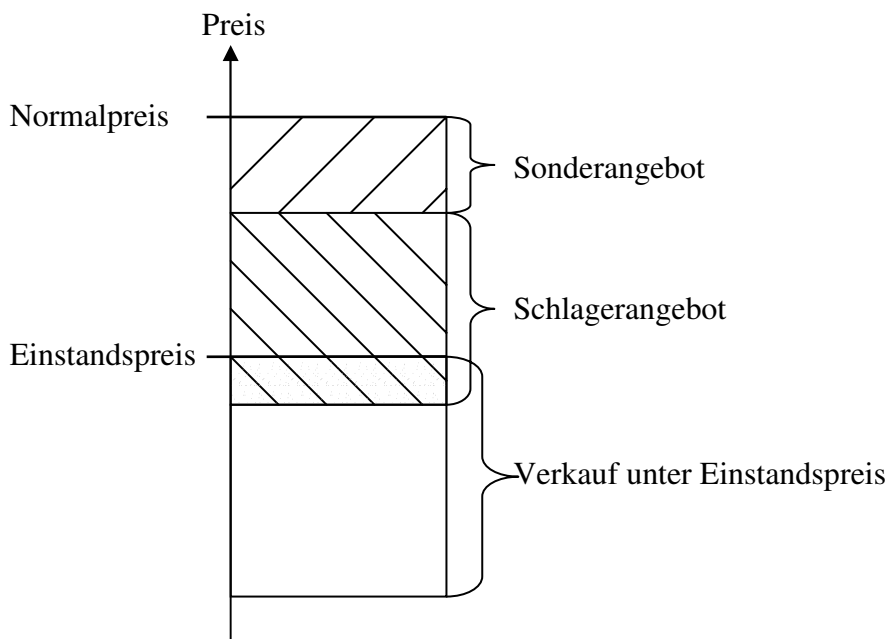
Neben den unterschiedlichen Prozentsätzen bei der Preissenkung gibt es bei der Bestimmung der Höhe eines Sonderangebotes unterschiedliche Methoden zur Messung. Häufig wird zur Messung der Sonderangebotshöhe das Normalpreisniveau als Referenzwert herangezogen. Aber auch das Normalpreisniveau ist nicht eindeutig definiert und deshalb nicht als einheitliche Referenz nutzbar. Viele Autoren sprechen bei einem Normalpreisniveau von dem Preis, zu dem das Produkt überwiegend angeboten wird. Abweichungen können sowohl nach oben als auch nach unten erfolgen. Ein festgelegtes Normalpreisniveau ist außerdem wichtig, um Preiserhöhungen auszuschließen, nach denen eine anschließende Senkung sonst als Sonderangebot deklariert werden könnte. Häufig wird der Normalpreis als Modus über einen festgelegten Zeitraum bestimmt (HENDEL UND NEVO (2002), HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000)). Auch hier treten jedoch Unterschiede auf. Verschiedene Messmethoden weisen unterschiedliche Vor- und Nachteile auf. HOSKEN UND REIFFEN (2004b) definieren den Normalpreis als häufigsten Preis und messen ihn als Modus über jeweils ein Jahr. HENDEL UND NEVO (2002) definieren den Normalpreis wie HOSKEN UND REIFFEN (2004b) als Modus, aber messen ihn über die gesamte betrachtete Zeitperiode, d.h. in ihrem Fall zwei Jahre. Der Vorteil in der jährlichen Bestimmung des Normalpreises liegt darin, dass Preisänderungen und -anpassungen im Zeitablauf, ohne dass ein Sonderangebot vorliegt, eher berücksichtigt werden, da die Zeitabstände meistens kürzer sind im Vergleich zu einer gesamten Betrachtungsperiode. Problematisch ist dabei jedoch die Festlegung auf den Änderungszeitraum, da Preise nicht

zwangsläufig jährlich angepasst werden. PEPELS (1998) spricht bei einer Sonderpreisvergütung von einem herabgesetzten Endverbraucherpreis im Vergleich zum Normalpreis, den der Handel anbietet (PEPELS, 1998: 165). Den Begriff Normalpreis setzt PEPELS (1998) in Anführungszeichen, erläutert diesen jedoch nicht weiter. Das zeigt, dass bei PEPELS (1998) kein eindeutig definierter Normalpreis besteht.

Für HENDEL UND NEVO (2002) ist jeder Preis, der unterhalb des von ihnen definierten Normalpreises liegt, unabhängig von der Höhe des Prozentsatzes ein Sonderangebot, obwohl GUPTA UND COOPER (1992) und HEERDE, LEEFLANG ET AL. (2001) feststellen, dass eine gewisse Schwelle bei Preissenkungen überschritten werden muss bis sich eine Wirkung zeigt. BLATTBERG UND NESLIN (1990) beziffern die Preissenkung bei einem Sonderangebot mit 2-10%. HERRMANN, MÖSER ET AL. (2005) greifen die Definition der Madakom auf und definieren Sonderangebote als Preise, die mindestens 5% unter dem Normalpreis liegen. RICHARDS (2006) betont, dass keine präzisen Angaben darüber existieren, wie viele Sonderangebote und mit welcher Preisreduktion diese wöchentlich angeboten werden. Er untersucht daher die Beziehung zwischen Höhe von Sonderangeboten und deren Anzahl. RICHARDS (2006) führt seine Untersuchungen mit Sonderangeboten als 5 und 10%ige Senkung des Normalpreises durch, stellt aber keine signifikanten Unterschiede fest. Die genannten Autoren gehen von relativ geringen Preisabschlägen aus. GEDENK (2002) beziffert ein Sonderangebot zwar nicht prozentual, nimmt aber eine weitere Klassifizierung vor, die sie aus verschiedenen Studien ableitet. Diese Klassifizierung verdeutlicht, dass Sonderangebote relativ dicht unterhalb des Normalpreises liegen, da diese sonst in die Kategorie der Schlagerangebote⁹ oder in die der Verkäufe unter Einstandspreis fallen. Diese Einteilung nimmt GEDENK (2002) vor, um die Höhe der Preissenkungen anhand von verschiedenen Begriffen genauer zu bestimmen und abzugrenzen.

⁹ Übersetzung des englischen Begriffs *loss leader*, besonders günstiges Angebot.

Abbildung 1: Preiskategorien



Quelle: Eigene Darstellung nach GEDENK (2002).

GEDENK (2002) setzt den höchsten Preis als Normalpreis und den Großhandelspreis als Einstandspreis. Durch die Definition des Normalpreises als höchsten Preis schließt sie Preiserhöhungen aus. Senkungen direkt unterhalb des Normalpreises sind Sonderangebote. Reduktionen des Preises unter Einstandspreis bezeichnet GEDENK (2002) als „Verkäufe unter Einstandspreis“. Als Schlagerangebote definiert sie Preise zwischen Sonderangeboten und Preisen nahe dem Einstandspreis.

Deutlich größere Preisabschläge in der Definition von Sonderangeboten sind bei HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) zu finden. Laut HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) schwankt die Höhe der Sonderangebote zwischen 5% bis 25% als Reduktion von ihrem definierten Normalpreis. In ihrer Studie von 2004 bezeichnen HOSKEN UND REIFFEN (2004a) Preissenkungen von 10% bis 20% als typisches Preisniveau für Sonderangebote. LOY UND WEAVER (2002) setzen als signifikante Preissenkung eine Senkung des Preises um mindestens 20% an. Dies geht mit LEVY, CHEN ET AL. (2004: 22) einher, die herausfinden, dass eine Preisänderung mindestens zwischen 20 und 30% liegen muss, um vom Konsumenten wahrgenommen zu werden.

Die diskutierten Merkmale von Sonderangeboten haben in der praktischen Bestimmung von Sonderangeboten essentielle Bedeutung. Während in der

Literatur Uneinigkeit über die Definition eines Sonderangebotes besteht, müssen für die empirische Forschung eindeutige Kriterien festgelegt werden. Diese Informationen werden von Marktforschungsunternehmen für die Erstellung von Handelspaneln genutzt.

Die Madakom legt für die Aufbereitung ihrer Daten vorab eindeutige Definitionen fest, um Sonderangebote danach bestimmen zu können. Als Aktionspreise, wie die Madakom Sonderangebote nennt, gelten die Preisstellungen, die mindestens 5% unter dem Normalpreis liegen. Aktionspreise werden nur rechnerisch bestimmt. Die einzelnen Händler werden nicht befragt, ob das jeweilige Produkt tatsächlich als Sonderangebot angeboten wurde. Die Madakom bezeichnet als Normalpreis den Preis, der mindestens vier Wochen vorherrscht. Bei Preiserhöhungen oder Senkungen werden diese Preise erst dann zum neuen Normalpreis, wenn sie mindestens vier Wochen bestehen. Hintergrund dieses Zeitraumes ist laut Madakom die Beobachtung, dass Käufer am Point of Sale¹⁰ nach längerem Zeitraum keine Erinnerung mehr an eine Preisreduktion haben und somit der Promotionseffekt¹¹ nicht mehr zu (Mehr-)Käufen wie bei einem Sonderangebot anregt. Der Anfangspreis wird immer als Normalpreis angenommen, auch wenn er zufällig ein Sonderangebot gewesen ist. Dies wird nicht berücksichtigt. Nach einer anfänglich angenommenen Dauer von Sonderangeboten und Normalpreisen von acht Wochen werden die Sonderpreisaktionen und damit die Normalpreisdauer im Nachhinein auf vier Wochen beschränkt.¹² Der jeweilige Händler gibt nur die Aktionskennzeichen, aber keine Sonderangebote selbst an. Hier wird ausgewiesen, ob die angegebenen Absatzmengen und Umsätze durch Promotionsaktivitäten am Point of Sale unterstützt wurden. Zu den Promotionsaktivitäten gehören Vorteilspackungen, Displays, Werbedamen, kommunikative Unterstützung, Außen- und Innenwerbung, Handzettel und Kundenzeitschriften. In den vorliegenden Daten der Madakom kann damit unter der oben genannten Definition ein Sonderangebot bis zu vier Wochen bestehen, da Preise, die mindestens vier Wochen bestehen, anschließend zum neuen Normalpreis werden.¹³ Dieses Kriterium übernehmen Herrmann und Möser, die ebenfalls den Madakomdatensatz verwenden (HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001a), HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001b), MÖSER (2002)).

Bei den meisten Marktforschungsinstituten sind Sonderangebote diejenigen Preisstellungen, die mindestens 5% unter dem Normalpreis liegen, wobei

¹⁰Der PoS (Point of Sale) bezeichnet die Einkaufsstätte

¹¹ zusätzliche Abverkäufe durch den Preisunterschied der Vorher-Nachher-Situation

¹² Schriftliche Auskunft: Herr Bartram Madakom GmbH, 08.04.2005

¹³ Telefonische Auskunft: Herr Bartram Madakom GmbH, 23.08.2005

als Referenzwert der Wert der Vorwoche gewählt wird.¹⁴ Bei mehrwöchigen Aktionen wird der Preis vor der gesamten Aktion als Referenz und damit als Normalpreis verwendet. Neben diesen Berechnungen für das Handelspanel hat AC Nielsen¹⁵ auch ein Konsumentenpanel. Mit Hilfe der Angaben aus dem Handelspanel werden die Angaben aus dem Konsumentenpanel überprüft. Somit lässt AC Nielsen nicht nur die Konsumenten selbst beantworten, ob ihr Kauf ein Sonderangebot war¹⁶. Die GfK dagegen lässt in ihrem Konsumentenpanel die Konsumenten selbst Angaben über Sonderangebote machen, die im Handel stichprobenartig überprüft werden.¹⁷ Hieran lässt sich erkennen, dass auch die Praktiken der Marktforschungsinstitute nicht einheitlich sind.

Wie auch AC Nielsen verwenden einige Autoren für ihre Studien die Bestimmung der Sonderangebote in Form der Preisänderung zur Vorwoche (HOSKEN UND REIFFEN (2001), RICHARDS (2006)). Bei dieser Messung kann jedoch das Problem auftreten, dass aufeinander folgende Sonderangebote nicht mehr als solche identifiziert werden können. Außerdem können zeitweilige Preiserhöhungen gegenüber dem Normalpreis dazu führen, dass im Anschluss ein Preis als Sonderangebot gemessen wird, obwohl nur eine Rückkehr zum Normalpreis erfolgt.

Die unterschiedlichen Methoden zur Messung von Sonderangeboten verdeutlichen zusätzlich das Problem, Sonderangebote einheitlich zu bestimmen.

Vor allem in neueren Studien wird die Höhe von Sonderangeboten prozentual spezifiziert. Sie dient als Grundlage, um Sonderangebote zu messen. Da Preisänderungen Menükosten¹⁸ verursachen, ist davon auszugehen, dass die meisten Preisvariationen nach unten Sonderangebote sind und auf erhöhten Absatz zielen. HOSKEN UND REIFFEN (2004b: 129) stellen fest, dass Sonderangebote für 20 bis 50% der Preisvariation eines Produktes verantwortlich sind, obwohl sie nur unregelmäßig auftreten. Ein Unternehmen wird dazu tendieren, eher mehr Preise als Sonderangebote zu deklarieren als weniger. Darum wird angenommen, dass eine 5%ige Preisenkung bereits vom Unternehmen als Sonderangebot deklariert wird. Diese Angabe ist außerdem mit den Annahmen der Madakom konform, die diese Höhe als Kriterium für Sonderangebote einsetzen. In der Literatur wird eine Preisreduzierung bei einem Sonderangebot am häufigsten mit 5%

¹⁴ Telefonische Auskunft: Herr Grimmer, AC Nielsen, 19.08.2005

¹⁵ Marktforschungsinstitut AC Nielsen GmbH, Frankfurt

¹⁶ Telefonische Auskunft: Herr Grimmer, AC Nielsen, 19.08.2005

¹⁷ Telefonische Auskunft: Frau Lang, GfK, 23.08.2005

¹⁸ Der Begriff bezieht sich auf die Kosten, die für ein Unternehmen bei Preisänderungen anfallen (GABLER 1993: 2254).

2. Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

beziffert. Diese Höhe erscheint vor allem für Lebensmittel geeignet, da bei Gütern des täglichen Bedarfs am ehesten auch schon kleine Preissenkungen wahrgenommen werden. Diese Höhe von 5% für Sonderangebote wird daher auch für die vorliegende Arbeit verwendet. Der Normalpreis wird auf zwei verschiedene Arten bestimmt, worauf am Ende dieses Unterkapitels näher eingegangen wird.

2. Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

In Tabelle 2 wird ein Überblick zu den verschiedenen Definitionen bezüglich der Höhe von Sonderangeboten gegeben.

Tabelle 2: Höhe von Sonderangeboten

GEDENK (2002: 21)	„Bei einer Reduzierung des Preises unter den Einkaufspreis zuzüglich der direkt zurechenbaren Bezugskosten und der Mehrwertsteuer spricht man von „Verkäufen unter Einstandspreis“ (...). Als „Schlagerangebote“ oder „Loss-Leader-Promotions“ bezeichnet man Sonderangebote, bei denen der Preis nahe beim oder unter dem Einstandspreis liegt und die in der Werbung des Händlers besonders herausgestellt werden (...).“
HERRMANN UND MÖSER (2003: 6)	“Sales are measured as those prices which remain for four weeks or less by at least 5% below the normal price. After more than four weeks, such low prices are counted as normal price”
HERRMANN, MÖSER ET AL. (2005: 9)	“It (the good on sale) was defined as a situation in which the brand was priced at least 5% below the normal price.”
HENDEL UND NEVO (2002: 10)	“The first possibility we explore is to define the regular price as the modal price for each brand-size-store over the entire period, and a sale as any price below this level. This definition can miss changes in the regular non-sale price and therefore misclassify sale and non-sale periods. We check the robustness of the analysis to the definition of sales in two ways. First, we explore defining a sale as any price at least 5, 10, 25 or 50 percent below the regular price (defined as above). Second, we define the regular price as the max price in the pervious three weeks, and a sale as any price at least 0, 5, 10, 25 or 50 percent below this price.”
HOSKEN UND REIFFEN (2004: 132)	“We conduct this test by examining two typical levels of “sales,” a 10% or more reduction from the regular (modal) price, and a 20% or more reduction.”

Quelle: Eigene Darstellung.

Dauer und Frequenz von Sonderangeboten

Die Dauer von Sonderangeboten ist ein wichtiger Diskussionspunkt, um Preissenkungen in Form von Sonderangeboten von anderen länger andauernden Preissenkungen zu unterscheiden. Angaben zu Dauer und Frequenz

von Sonderangeboten können aus empirischen Untersuchungen abgeleitet werden. Die Dauer der Sonderangebote wird meistens mit einer Woche beziffert. MAMMERLER (1987) legt die Frequenz der Sonderangebote nicht fest, führt aber an, dass die Dauer einer Preissenkung im Voraus bekannt ist. HOSKEN UND REIFFEN (2001) sprechen ebenfalls davon, dass der Konsument weiß, dass der Preis in naher Zukunft wieder steigen wird. SCHMALEN UND PECHTL (1995a) beobachten einen wöchentlichen Wechsel der Sonderangebote. Auch aus empirischen Studien von SCHÜLLER (1987) und DREZE, NISOL ET AL. (2002) geht hervor, dass der beobachtete Zeitraum für die Dauer eines Sonderangebotes im Allgemeinen eine Woche beträgt. MÖSER (2002: 53) stellt fest, dass die Preissenkungen bei Sonderangeboten üblicherweise bei wöchentlich wechselnden Produkten auftreten. Das bedeutet, dass die Dauer der Sonderangebote auch hier eine Woche ist. MÖSER (2002: 195) bezeichnet Sonderangebote daher als kurzfristige Preisänderung. Während einige Autoren bezüglich der Frequenz eine Regelmäßigkeit von Sonderangeboten sehen, beschreiben andere Autoren Sonderangebote als unregelmäßiges Phänomen.

Mehrere Autoren sprechen von Zyklen, was eine gewisse Regelmäßigkeit im Auftreten von Sonderangeboten impliziert (SOBEL (1984), PESENDORFER (2002)). SOBEL (1984: 535) beobachtet, dass Händler ihre Preise häufig ändern und spricht von regelmäßigem Auftreten der Sonderangebote. Er leitet daraus eine zyklische Preissetzung ab, die nicht vollständig durch zufällige Änderungen in Angebot und Nachfrage erklärt werden kann.

DILLER (2000) dagegen definiert Sonderangebote als unregelmäßige zeitlich befristete Preissenkungen. Aus diesem Widerspruch geht hervor, dass auch bei der Frequenz von Sonderangeboten keine einheitliche Definition besteht. GEDENK (2002) schlussfolgert aus Studien von HELSEN UND SCHMITTEIN (1993) und KRISHNA (1994), dass unregelmäßig eingesetzte Preisaktionen den Konsumenten weniger zum Kauf größerer Mengen oder zur Vorverlegung von Käufen¹⁹ bewegen als regelmäßige. Zur Frequenz von Sonderangeboten stellt KRISHNA (1994) fest, dass die gekauften Mengen bei den einzelnen Aktionen sinken, je häufiger ein Artikel im Sonderangebot ist. HELSEN UND SCHMITTEIN (1993: 407) beobachten, dass die Kaufbeschleunigung sinkt, je länger die Dauer eines Sonderangebotes ist. Dies hängt mit der Anzahl derjenigen Käufer zusammen, die bestimmte Produkte nur unregelmäßig erwerben und bei höheren Preisen dann wieder längere Phasen haben, in denen sie gar nicht kaufen. Dauer und Frequenz

¹⁹ Die Vorverlegung von zukünftigen Käufen in die Gegenwart wird als Carry-over-Effekt bezeichnet (vgl. Kap. 3.1).

von Sonderangeboten scheinen damit von Kundenanteilen abhängig zu sein. Dies erklärt weiter, warum keine optimale Länge und Frequenz und deshalb auch keine einheitliche Definition bestehen kann.

Die Frage nach der Dauer von Sonderangeboten wird für diese Arbeit in Anlehnung an die Madakom auf vier Wochen beschränkt. Aus graphischen Voruntersuchungen wird deutlich, dass die meisten Preissenkungen nur eine Woche bestehen, weshalb dieses Kriterium nur in wenigen Fällen überhaupt zur Anwendung kommt. Die Frequenz der Sonderangebote ist für die praktische Bestimmung dieser Preisstellung nicht bedeutend, da sie sich aus den empirischen Untersuchungen ergibt, aber kein direkter Bestandteil der zur Bestimmung von Sonderangeboten erforderlichen Definition ist.

2. Sonderangebote im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

In Tabelle 3 sind Definitionen und empirische Ergebnisse zu Dauer und Frequenz von Sonderangeboten aufgeführt.

Tabelle 3: Frequenz und Dauer von Sonderangeboten

SCHÜLLER (1987: 51)	„Es gehört zu den wesentlichen Merkmalen des Sonderangebots, dass die betreffende Ware ohne zeitliche Begrenzung angeboten wird. Gleichwohl besteht im Handel und in der Vorstellung der Verbraucher kein Zweifel daran, dass Sonderangebote i. d. R. nach einer gewissen Zeit beendet sind und die betreffenden Waren danach wieder zum „normalen“ höheren Preis verkauft werden. In den Supermärkten beträgt dieser Zeitraum meist eine Woche.“
MAMMERLER (1987: 82)	„Bei den zeitlich befristeten Preissenkungen (= Sonderpreisaktionen) ist die Dauer der Preissenkung bereits im Voraus bekannt. Am Ende der Preissenkung wird wieder auf das vorhergehende Preisniveau zurückgekehrt.“
SCHMALEN UND PECHTL (1995b: 1)	„Insbesondere im Lebensmitteleinzelhandel haben sie [Sonderangebote] den Charakter des Alltäglichen erhalten, da wöchentlich wechselnd eine breite Produktpalette aus dem Gesamtsortiment aktioniert angeboten wird.“
HOSKEN UND REIFFEN (2001: 115 – 116)	“The price reduction is temporary in that consumers know that the retailer will raise his price in the near future.”
DREZE, NISOL ET AL. (2002: 5)	“Promotions last for a week and run from Thursday of one week to the Wednesday of the next.”
DILLER (2000: 325)	„[Sonderangebote sind] temporäre Preisänderungen in Form von Preisaktionen. ...besitzen nur kurzfristige,... Gültigkeit. Von den zur Preisdifferenzierung zählenden Zeitrabatten unterscheiden sich Preisaktionen durch ihre Unregelmäßigkeit, ...“
HOSKEN UND REIFFEN (2004b: 132)	“We find that the typical grocery product has a "regular" price, and that most deviations from that regular price are downward. (...) Even though sales are infrequent, for most categories of products, between 20% and 50% of the observed annual variation in retail prices is the result of retailers placing individual items on sale.”
HERRMANN, MÖSER ET AL. (2005: 9)	“Sales are measured as those prices which remain for four weeks or less by at least 5% below the normal price. After more than four weeks, such low prices are counted as normal price.”

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Angaben über die Dauer von Sonderangeboten, die zumeist empirisch beobachtet werden, sind im Vergleich zu ihrer Höhe, die zur Bestimmung von Sonderangeboten vorab definiert werden muss, weitgehend einheitlich. Die Angaben über die Dauer von Sonderangeboten liegen zwischen ein bis vier Wochen. Die meisten Autoren geben jedoch die Dauer eines Sonderangebotes mit einer Woche an.

Für diese Arbeit leitet sich aus den Ausführungen die folgende Definition der Sonderangebote ab: Ein Sonderangebot ist eine temporäre Preissenkung mit unveränderter Produktleistung. Die Höhe der Preissenkung wird auf mindestens 5% des Normalpreises festgelegt und die Dauer auf höchstens vier Wochen begrenzt. Die Messung erfolgt auf zwei unterschiedliche Arten. Die Berücksichtigung dieser verschiedenen Möglichkeiten ist eine Erweiterung gegenüber vorangegangenen Arbeiten. Als erstes wird zur Normalpreisbestimmung das Kriterium der Madakom angewendet, was im Folgenden als Madakom-Kriterium bezeichnet wird. Als zweites wird ein eigenes Kriterium festgelegt, das als Modus-Kriterium bezeichnet wird. Dieses Kriterium definiert ein Sonderangebot als mindestens 5%ige Senkung des Normalpreises. Gemessen wird es als prozentuale Preissenkung gegenüber dem Normalpreis, der seinerseits als Modus über das Kalenderjahr bestimmt wird. Auch bei diesem Kriterium kann ein Sonderangebot in Anlehnung an die Definition der Madakom GmbH höchstens vier Wochen andauern. Im Unterschied zu den Madakomangaben, bei denen eine solche Preisstellung in den ersten vier Wochen noch als Sonderangebot gilt, wird es nach dem so genannten Modus-Kriterium gar nicht erst als Sonderangebot berücksichtigt.

2.2 Einordnung und Rolle von Sonderangeboten

Die vielfältigen Definitionen des Sonderangebotsbegriffes demonstrieren die Komplexität von Sonderangeboten und die unterschiedlichen Erscheinungsformen dieses Phänomens. Zur näheren Eingrenzung dieses Begriffes erfolgt die Einordnung der Position des Sonderangebotes innerhalb der Instrumente zur Verkaufsförderung.

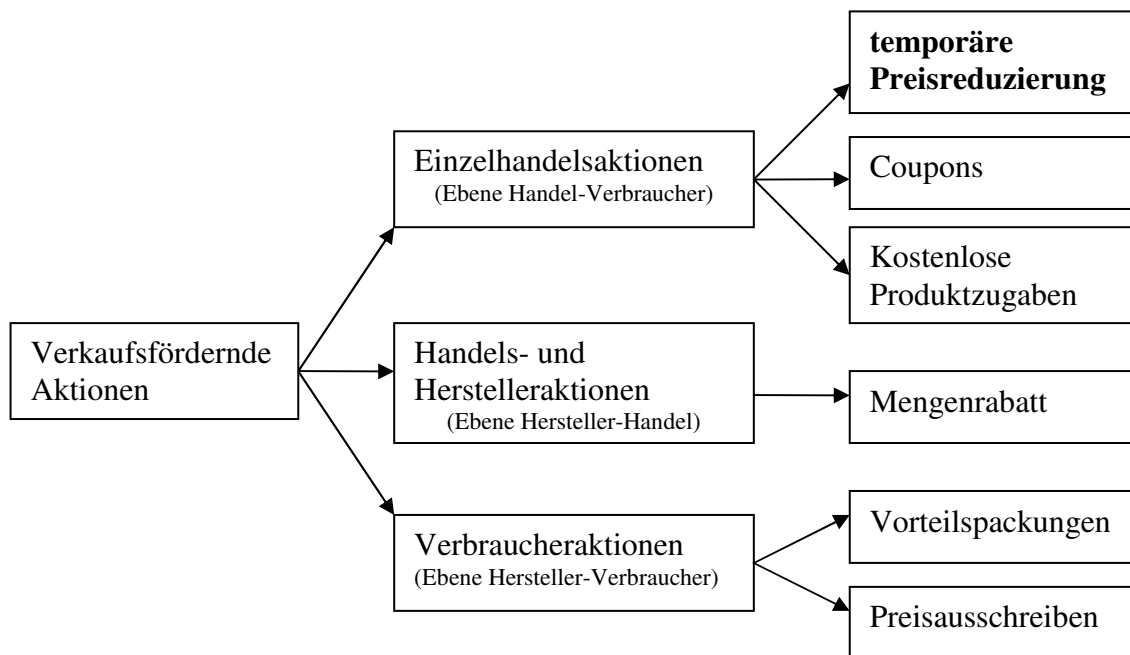
Alle Aktionen, die den Kunden zum Handeln bewegen, werden als verkaufs- bzw. absatzfördernde Maßnahmen bezeichnet (BLATTBERG UND NESLIN, 1990). Absatzfördernde Maßnahmen sind somit handlungsorientiert. DAVIS (1981) sieht absatzfördernde Maßnahmen als Marketingbestrebungen mit ergänzendem Charakter für die Preispolitik. KOTLER (1988), SCHULTZ UND ROBINSON (1982) und WEBSTER (1971) sprechen von kurz-

zeitigen Anreizmechanismen, um Kunden zum Kauf zu bewegen. Sonderangebote, als temporäre Preisreduktionen bei unveränderter Produktleistung, werden in der Literatur unterschiedliche Aufgaben zugewiesen. SCHMALEN UND PECHTL (1995b) bezeichnen Sonderangebote als wichtiges Marketinginstrument. HOSKEN UND REIFFEN (2001: 2) charakterisieren Sonderangebote als ein Instrument im Wettbewerb zwischen Supermärkten. SALOP UND STIGLITZ (1977) beschreiben einen Normal- bzw. Gleichgewichtspreis, von dem es Abweichungen in Form eines Sonderangebotes gibt. TIETZ (1993) beschreibt Sonderangebote als Nachweis der Leistungsfähigkeit und Instrument der laufenden Preispolitik, die Handel und Industrie einsetzen. Er stellt zudem die Relevanz von Sonderangeboten im Lebensmitteleinzelhandel heraus und bezeichnet diese als regelmäßige Maßnahmen.

Sonderangebote gehören zu der Gruppe der verkaufsfördernden Aktionen. BLATTBERG UND NESLIN (1990: 1) stellen diese Aktionen als komplexes Marketinginstrument dar, da sich die verschiedenen Aktionen beliebig kombinieren lassen. Verkaufsfördernde Aktionen lassen sich im so genannten Marketing-Mix von Produktpolitik, Kommunikationspolitik, Distributionspolitik und Preispolitik in die letztgenannte Sparte einordnen. Die verkaufsfördernden Aktionen lassen sich ihrerseits wiederum in drei Typen unterteilen: die Einzelhandelsaktionen, die Handels- und Herstelleraktionen und die Verbraucheraktionen, wie in Abbildung 2 dargestellt. Diese drei Typen beziehen sich auf die drei unterschiedlichen Beziehungsebenen zwischen Hersteller, Handel und Konsument.

Die folgende Abbildung verdeutlicht die verschiedenen Bereiche der absatzfördernden Maßnahmen mit ausgewählten Beispielen graphisch.

Abbildung 2: Instrumente der Verkaufsförderung



Quelle: Eigene Darstellung nach BLATTBERG UND NESLIN (1990).

Auf der Ebene von Einzelhandel und Konsument werden Einzelhandelsaktionen durchgeführt. Prospekte, Werbedamen und Displays, die der Handel einsetzt, zählen zu den so genannten Einzelhandelsaktionen. Aktionen, die spezifisch von einzelnen Herstellern gestellt werden, zählen dagegen zu den Verbraucheraktionen. Zu den Einzelhandelsaktionen gehören auch die bereits definierten Sonderangebote. Unter den Einzelhandelsaktionen gibt es jedoch neben dem Sonderangebot noch weitere Maßnahmen, deren Wirkungen einer Preisreduktion gleichkommen, wie z. B. Coupons und kostenlose Produktzugaben des Handels. Der Begriff Sonderangebot in dieser Arbeit erstreckt sich damit auf den Teil der von BLATTBERG UND NESLIN (1990) beschriebenen Einzelhandelsaktionen mit Preisreduzierung (vgl. Abbildung 2).

Die Verbindung zwischen Hersteller und Händler wird durch Handels- und Herstelleraktionen bestimmt. Handels- und Herstelleraktionen sind Vorteile, die der Hersteller direkt an den Handel gibt, wie die Gewährung von Mengenrabatten, Handelscoupons, finanzielle Anreize, Displays oder Preisausschreiben für den Handel.

Die Aktionen, die der Hersteller dem Konsumenten offeriert, werden als Verbraucheraktion bezeichnet. Dazu gehören beispielsweise Preisabschreiben für den Konsumenten, Vorteilspackungen und die Zugabe von Produktproben durch den Hersteller.

Sonderangebote als zeitlich befristete Preisreduktion beschreiben das Phänomen des Sonderangebotes im engeren Sinne. Hier gelten auch Vorteilspackungen nicht als Sonderangebot, obwohl bei gleichem Preis und dem Erhalt einer größeren Menge relativ gesehen eine Preisreduktion vorliegt. Die Eingrenzung des Begriffs in dieser Arbeit ist mit der Definition von PEPELS (1998) konform, der ein Sonderangebot als eine Senkung des Preises bei unveränderter Leistung definiert (PEPELS, 1998: 65).

Die Konzentration auf das Phänomen des Sonderangebotes im engeren Sinne für diese Arbeit, resultiert aus den Strukturen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Sonderangebote sind hier ein traditioneller Bestandteil des Marketings (SCHMALEN, PECHTL ET AL. (1996), GEDENK, 2002)). Seit Anfang der 70er Jahre wird der deutsche Lebensmitteleinzelhandel von Preis- und Sonderangebotspolitik geprägt (DILLER, 1981: 50). Obwohl Sonderangebote ein traditioneller Bestandteil des Marketings von Handelsbetrieben sind, ist das Wissen in der Forschung über Absatzeffekte von Sonderangeboten und ihre ökonomische Relevanz bisher relativ gering, insbesondere unter Einbeziehungen der Auswirkungen auf das Gesamtortiment (SCHMALEN, PECHTL ET AL. 1996). Seit Ende der 70er Jahre werden theoretische mikroökonomische Modelle für Sonderangebote entwickelt und erweitert. Seit den 90er Jahren gibt es für den amerikanischen Raum zahlreiche empirische Studien, die sich zunehmend Scannerdaten bedienen. Da seit den 90er Jahren immer mehr Scannerdaten für den deutschen Markt verfügbar sind, entstehen auch hier neue Möglichkeiten zur Forschung.

Neben der verbesserten Datenverfügbarkeit kann auch eine Änderung der rechtlichen Rahmenbedingungen im Wettbewerbsbereich und dadurch der vermehrte Einsatz von Sonderangeboten zur Ausweitung der Forschung führen. In Deutschland existiert als Umsetzung einer europäischen Richtlinie ein Gesetz gegen unlauteren Wettbewerb (UWG). Es soll Mitbewerber, Verbraucherinnen und Verbraucher sowie sonstige Marktteilnehmer vor unlauterem Wettbewerb schützen und zugleich dem Interesse der Allgemeinheit an einem unverfälschten Wettbewerb dienen (vgl. UWG 2004 §1). Dieses Gesetz verbietet Lockvogelangebote (vgl. UWG 2004 §3). Dies sind Güter, die mit auffallend niedrigen Preisen beworben werden und nicht in ausreichendem Maße zur Verfügung stehen oder den Kunden nur zum Kauf anderer teurerer Güter bewegen sollen (AUSSCHUSS FÜR

BEGRIFFSDEFINITIONEN AUS DER HANDELS- UND ABSATZWIRTSCHAFT (1995: 84).²⁰

Ein Grund dafür, dass in Deutschland Instrumente der Verkaufsförderung weniger eingesetzt werden als in den USA, sieht AGUIRREGABIRIA (2002) in Auflagen über Form, Höhe und Angebotsfrequenz, da z. B. für Schlussverkäufe feste Regelungen bestehen. GEDENK (2002) vermutet, dass außer dem Sonderangebot verkaufsfördernde Aktionen, wie Coupons und Preis Ausschreiben auf dem deutschen Markt relativ neu sind, da diese bis zum Fall des Rabattgesetzes im Sommer 2001 starken rechtlichen Restriktionen unterstanden. Der Fall des Rabattgesetzes im Juli 2001 und der Trend des Verbrauchers zum preisbewussten Einkaufen könnte zukünftig die Zahl der absatzfördernden Maßnahmen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel weiter erhöhen.

Bei den Definitionen zu Sonderangeboten entstehen neben der Diskussion, Höhe, Dauer und Frequenz der Sonderangebote genau zu bestimmen auch Abgrenzungsprobleme in Bezug auf andere Preisaktionen und Strategien, z. B. die Unterscheidung zwischen Dauerniedrigpreisen und Sonderangeboten.

2.3 Bedeutung von Sonderangeboten in unterschiedlichen Preissetzungsstrategien

Sonderangebote spielen in verschiedenen Preissetzungsstrategien unterschiedliche Rollen. Während sie bei der Strategie der Preisdifferenzierung ein wichtiges Instrument zur intertemporalen Preisdiskriminierung darstellen, ist ihre Bedeutung bei Dauerniedrigpreisstrategien nur untergeordnet. Bei der Strategie psychologischer Preisschwellen sind nicht nur die Sonderangebote, sondern vor allem ihre Höhe ein wichtiger Untersuchungsgegenstand. Daher wird im Folgenden die Bedeutung des Sonderangebotes innerhalb dieser Strategien bzw. die Abgrenzung zur Dauerniedrigpreisstrategie erläutert.

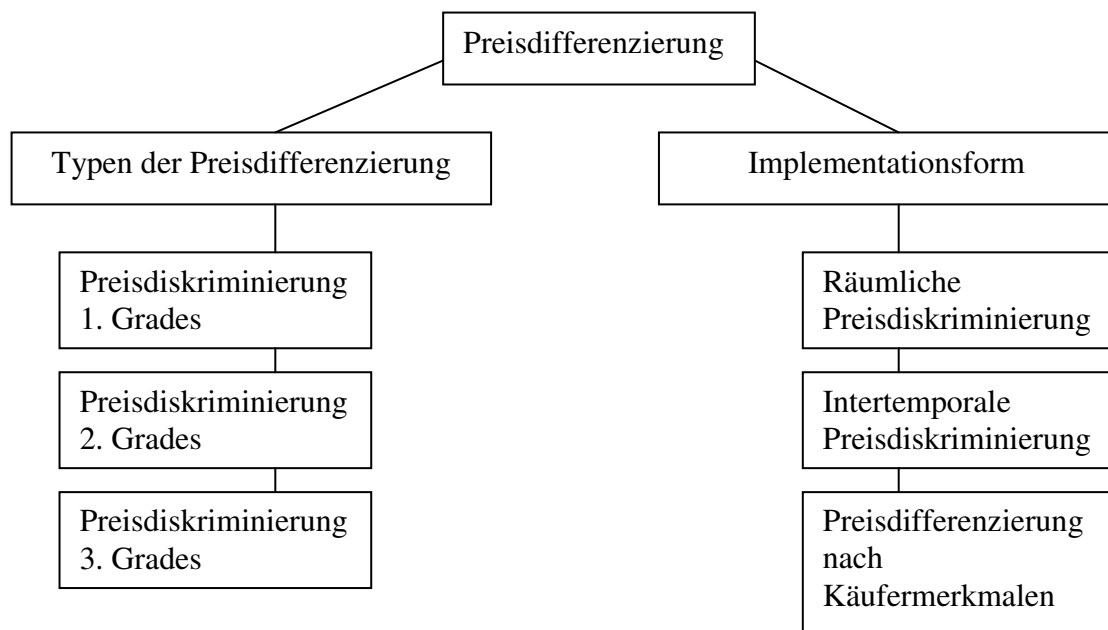
Preisdifferenzierung

Preisdifferenzierung bedeutet, verschiedene Outputeinheiten zu unterschiedlichen Preisen zu verkaufen (VARIAN, KLEBER ET AL. 1994: 419). Die Definition für Preisdiskriminierung entspricht der für Preisdifferenzierung. Diese Begriffe werden häufig als Synonyme verwendet. Im englischen

²⁰ Lockvogelangebote dürfen nicht mit Lockangeboten oder Lockartikeln verwechselt werden.

Sprachraum wird eher der Begriff Preisdiskriminierung verwendet, wogegen im Deutschen sowohl Preisdifferenzierung als auch Preisdiskriminierung vorkommen. BENDER, BERG ET AL. (1984: 87) grenzt Preisdifferenzierung mit dem Begriff Preisdiskriminierung näher ein. Der Begriff Preisdiskriminierung wird vor allem verwendet, um Preisdifferenzierung ersten, zweiten und dritten Grades zu beschreiben. Zur Verdeutlichung, wie die Begriffe in dieser Arbeit verwendet werden, werden Preisdifferenzierung und Preisdiskriminierung graphisch dargestellt.

Abbildung 3: Preisdifferenzierung



Quelle: Eigene Darstellung nach SIMON (1995: 107).

Für die Ausschöpfung von Gewinnpotentialen spielt die Differenzierung der Preise gemäß der jeweiligen Zahlungsbereitschaft eine herausragende Rolle. Die ökonomische Rolle von Sonderangeboten liegt vor allem in der Realisierung von Preisdiskriminierung. Ausgangspunkt für Preisdiskriminierung bilden getrennte Märkte. Im Gegensatz zu räumlicher Preisdiskriminierung, bei der die Märkte physisch getrennt sind, gibt es bei Preisdiskriminierung durch Sonderangebote keine räumliche Trennung. Hier kommt es zu intertemporaler Preisdiskriminierung (PESENDORFER, 2002) und Preisdifferenzierung nach Käufermerkmalen. Bei Sonderange-

boten soll der Absatz auf Kunden mit geringerer Zahlungsbereitschaft und auf Kunden mit niedrigeren Lagerhaltungskosten, die bereit sind, die Lagerhaltungskosten für den Händler zu übernehmen, ausgedehnt werden. PESENDORFER (2002) und SOBEL (1984) untersuchen daher den Effekt der Nachfrageakkumulation. Sie unterscheiden zwischen Kunden mit hoher und Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft. PESENDORFER (2002) beschreibt, dass einige Kunden ihr Gut sofort kaufen wollen, wogegen andere bereit sind zu warten (PESENDORFER, 2002: 51). Die maximale Zahlungsbereitschaft der Kunden, die das Gut sofort kaufen wollen, wird abgeschöpft, bevor ein niedrigerer Preis eingeführt wird, bei dem auch die Kunden mit geringerer Zahlungsbereitschaft das Gut erwerben. Da die Märkte nicht räumlich getrennt sind, kommt es bei einer Preissenkung dann allerdings auch zu vergünstigten Käufen der Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft. Aus diesem Grund wartet ein Geschäft so lange mit einem Sonderangebot bis sich die Nachfrage von Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft genügend akkumuliert hat. Der Anteil der Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft beeinflusst dabei die Wahrscheinlichkeit für ein Sonderangebot positiv. Je größer der Anteil dieser Kundengruppe ist, desto mehr Sonderangebote gibt es (PESENDORFER, 2002: 51). Nach PESENDORFER (2002) ist daher die Wahrscheinlichkeit für ein Sonderangebot zur Preisdifferenzierung eine Funktion des Großhandelspreises, der Zeit seit dem letzten Sonderangebot im betrachteten Geschäft und in Konkurrenzgeschäften, sowie dem jeweiligen Anteil der verschiedenen Käufergruppen am gesamten Kundenstamm. Sonderangebote werden aufgrund des Preiswechsels auch als Instrument der allgemeinen Preisdifferenzierung gesehen (VARIAN (1980), GEDENK UND NESLIN (2000)). VARIAN (1980) spricht davon, dass Händler ihre Preise über die Zeit ändern und dass niedrige und hohe Preise auftreten, wobei die niedrigen Preise je nach Definition ein Sonderangebot bedeuten können. GEDENK (2002) sieht Sonderangebote als Instrument zur Preisdifferenzierung, das den kurzfristigen Absatz erheblich steigert. Sonderangebote nehmen bei der Strategie der Preisdifferenzierung eine bedeutende Rolle ein. Preise werden mit Hilfe von Sonderangeboten durch wechselnde Preisänderungen im Zeitablauf flexibel gehalten. Insofern ermöglichen Sonderangebote intertemporale Preisdiskriminierung, wodurch Preisdifferenzierung nach Käufergruppen erst entstehen kann. Die Annahme über intertemporale Preisdiskriminierung wird in der Analyse zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten berücksichtigt (vgl. Kap. 4.2). Die Unterteilung in unterschiedliche Käufergruppen findet sowohl im theoretischen Modell zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten als auch zu Sonderangebotshöhe und –breite Berücksichtigung.

Dauerniedrigpreisstrategie

Der häufige Einsatz von Sonderangeboten kann dazu führen, dass Sonderangebote ihre Wirkung verlieren und daher immer höhere Preisabschläge nötig werden, um gleiche Absatzwirkungen zu erzielen (SIMON, 1992: 537). Der Einsatz kontinuierlicher und zunehmend höherer Preissenkungen kann zur Anwendung von so genannten Dauerniedrigpreisstrategien führen. Das bedeutet, dass Preise von Unternehmen dauerhaft auf ein niedriges Preisniveau gesenkt werden, damit das Unternehmen der günstigste Anbieter im relevanten Markt wird (BRANDSTETTER, 1999: 22). Im deutschen Lebensmitteleinzelhandel folgt die Ladenkette Aldi der Strategie, dauerhaft niedrige Preise anzubieten. Seit Ende der 80er Jahre gehen auch in Amerika Handelsunternehmen zu dieser Strategie über (SIMON, 1992: 538). Diese Strategie wird auch als EDLP = „every day low price“ bezeichnet. Als Gegenstück dazu existiert eine so genannte HI-LO Strategie. Dies leitet sich von den Begriffen „High“ und „Low“ ab. Diese Strategie zeichnet sich dadurch aus, dass als Basis höhere Preise verlangt werden, denen zahlreiche Preisaktionen folgen, in denen das Preisniveau zeitweise unter das der Dauerniedrigpreisstrategie fällt (HOCH, DRÉZE ET AL. 1994: 16). In Deutschland wird die EDLP oder auch Dauerniedrigpreisstrategie vor allem von Discountern eingesetzt. Der Erfolg dieser Strategie manifestiert sich in den steigenden Umsatzzahlen der Discounter (vgl. Abbildung 5). Die reine Strategie der Dauerniedrigpreise setzt keine Sonderangebote ein, sondern senkt stattdessen die Preise eines Gesamt- oder Teilsortiments dauerhaft (DILLER, 2000: 472). Diese Strategie liegt in der Regel auf einem Niveau zwischen Marktdurchschnittspreisen und extrem niedrigen Sonderangeboten konkurrierender Händler (RUDOLPH UND WAGNER, 2003: 188).

DILLER (1999) stellt fest, dass bei einer Sonderangebotsstrategie temporäre Preisreduzierungen für ausgewählte Produkte auftreten, die das Preisniveau der Dauerniedrigpreise sogar unterschreiten können. Dauerniedrigpreisstrategien bedienen sich zwar wie Sonderangebote niedriger Preise, da diese jedoch nicht zeitlich befristet sind, gelten sie trotz eines ähnlichen Preisniveaus nicht als Sonderangebote. MÜLLER-HAGEDORN (1998: 460) betont zudem, dass Dauerniedrigpreise und Sonderangebote sich nicht ausschließen müssen. Diese Ansicht vertreten auch BRUHN UND STEFANOVSKY (1986: 57). Beide Strategien sollen ein positives Bild von der Preisgünstigkeit eines Geschäftes schaffen, haben somit ein gemeinsames Ziel und können daher auch parallel eingesetzt werden. Die Kombination beider Preisstrategien ist z. B. im Unternehmen Coop Schleswig-Holstein zu beobachten. In der Praxis kann es vor allem beim parallelen Einsatz von Sonderangeboten und Dauerniedrigpreisen zu Unterschei-

derungsschwierigkeiten kommen, da Dauer und Frequenz von Sonderangeboten nicht eindeutig festgelegt sind. Dadurch wird der Übergang vom Sonderangebot zum Dauerniedrigpreis nicht immer deutlich.

Die Madakom GmbH löst das Problem der Unterscheidung zwischen Dauerniedrigpreisen und Sonderangeboten, indem sie nach vier Wochen mit gleichem Preis diesen als neuen Normalpreis festsetzt. In diesem Fall würde ein Dauerniedrigpreis zum Normalpreis werden.

Welche der beiden Strategien langfristig erfolgreicher ist, wird von Wissenschaftlern unterschiedlich gesehen. Sonderpreise erweisen sich im Vergleich zu Dauerniedrigpreisstrategien vor allem deshalb als vorteilhaft, weil sie ermöglichen, zwischen verschiedenen Konsumenten-Segmenten zu differenzieren (GEDENK (2002), PESENDORFER (2002), SOBEL (1984)). Auf der anderen Seite können zu viele Sonderangebote zu einer sinkenden Absatzwirkung führen (CHANDON UND WANSINK (2000: 65), HOCH, DRÉZE ET AL. (1994: 16)).

Durch gesenkte Preise können neben erhöhten Absatzeffekten auch Erlöschmälerungen auftreten, da nicht nur der zusätzliche kurzfristige Absatz zu einem geringeren Preis getätigt wird, sondern auch die Kunden weniger bezahlen, die das Produkt auch zu einem höheren Preis gekauft hätten (GEDENK (2003: 605)). Bei dauerhaften Niedrigpreisstrategien geht dem Produzenten daher im Gegensatz zum Sonderangebot, das nur zeitweise besteht, dauerhaft Produzentenrente verloren, da die höhere Zahlungsbereitschaft einiger Konsumenten nicht mehr abgeschöpft werden kann.

Strategie psychologischer Preisschwellen

Die Strategie psychologischer Preisschwellen gründet sich auf dem so genannten Preisschwelleneffekt. Preisschwellen sind Preise, bei deren Über- oder Unterschreitung es zu einem sofortigen größeren Rückgang oder einer größeren Zunahme der nachgefragten Menge kommt. Dieser Effekt beruht auf der subjektiven Wahrnehmung von Preisen (GABLER, 1993: 2639). Der Preis direkt unterhalb einer Preisschwelle heißt gebrochener Preis, z. B. 1,99€. Preisschwellen sind meistens glatte Preise, z.B. 2,00€ (MÜLLER, BRUCKEN ET AL. (1982: 360), ZENTES UND SWOBODA (2001: 442)).

Bei der Sonderangebotssetzung müssen in Hinblick auf die Strategie psychologischer Preisschwellen zwei Aspekte berücksichtigt werden: die Höhe der Preissenkung zur Unterschreitung eines Schwellenpreises und die Setzung eines bestimmten gebrochenen Preises. Als erster Aspekt stellt sich die Frage nach der Höhe einer Preissenkung, ab der diese überhaupt wahr-

genommen wird. KAAS UND HAY (1984) betonen, dass die Preiswahrnehmung nicht von der objektiven Preishöhe, sondern auch von so genannten Kontextreizen abhängt. Als Beispiel nennt er die besondere Kennzeichnung von Sonderangeboten. Eine gewisse Schwelle muss bei Sonderangeboten überschritten werden bis sich die Wirkung eines Sonderangebotes zeigt (GUPTA UND COOPER (1992) und HEERDE, LEEFLANG ET AL. (2001)). Damit besteht eine notwendige Mindesthöhe für Sonderangebote. LEVY, CHEN ET AL. (2004: 22) finden heraus, dass eine Preisänderung mindestens zwischen 20% und 30% liegen muss, um vom Konsumenten wahrgenommen zu werden. Höhere Discounts bringen allerdings häufig keine zusätzlichen Absatzeffekte (GEDENK, 2002: 264). Dies geht mit den Untersuchungen von DELLA (1980: 163) einher, die bei Preisreduktionen, die zwischen 30% und 50% liegen, keine signifikanten Unterschiede in der Wahrnehmung der Konsumenten feststellen. Auch bei van HEERDE, LEEFLANG ET AL. (2001) wird bestätigt, dass bei sehr hohen Preisnachlässen Sättigungseffekte auftreten können, die einen zusätzlichen Absatz verhindern. Für Lebensmittel wird angenommen, dass eine Senkung um 5% ausreicht. Gleichzeitig ist jedoch die Unterschreitung einer naheliegenden Preisschwelle von Bedeutung. Auch wenn 5% Preissenkung zur Wahrnehmung bei Lebensmitteln genügen, sollte der Preis unterhalb einer Preisschwelle liegen.

Der zweite Aspekt neben der Höhe von Preissenkungen ist die Preissetzung in Form bestehender gebrochener Preise, die dem Konsumenten geläufig sind. Das bedeutet, dass ein Sonderangebot direkt unterhalb einer Preisschwelle als gebrochener Preis gesetzt werden muss, damit es vom Konsumenten als besonders günstig bewertet wird und auf diese Weise hohe Absatzeffekte erzielt (MÜLLER-HAGEDORN UND ZIELKE, 1998: 948). In diesem Zusammenhang zeigen auch GEDENK UND SATTLER HENRIK (1999), dass es vorteilhaft ist, einen Sonderpreis direkt unterhalb einer potenziellen Preisschwelle zu setzen. Sonderangebote mit bestimmten gebrochenen Preisen können mit kleineren Preissenkungen größere Absatzwirkungen erzielen als Sonderangebote, die keine gebrochenen Preise sind. Die Ausführungen zeigen, die Bedeutung dieser Strategie für die Setzung von Sonderangeboten, um eine möglichst große Absatzsteigerung zu erzielen.

2.4 Marktbeschreibung des Lebensmitteleinzelhandels

Um für diese Arbeit geeignete theoretische Modelle auszuwählen, die Annahmen über die Marktstruktur treffen, ist es notwendig, die grundlegende Marktstruktur zu kennen. Sowohl in der Modellauswahl als auch in den empirischen Analysen ist es entscheidend, den tatsächlichen Strukturen im Lebensmitteleinzelhandel Rechnung zu tragen, um den Erklärungsgehalt von Sonderangebotsmodellen in der Realität zu überprüfen. Auf der Entwicklung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels basieren einige im empirischen Kapitel (4) abgeleitete Hypothesen, die sich mit geschäftsspezifischen Unterschieden befassen, wie sie im deutschen Lebensmitteleinzelhandel zu beobachten sind. Die Beschreibung der Nachfrageseite dient insbesondere der theoretischen Fundierung und Erklärung der in den theoretischen Modellen getroffenen Annahmen bezüglich der Konsumenteneigenschaften.

2.4.1 Angebotsseite

Der Lebensmitteleinzelhandel wird wie folgt definiert: „Einzelhandel im funktionellen Sinne liegt vor, wenn Marktteilnehmer Güter, die sie in der Regel nicht selbst be- oder verarbeiten, von anderen Marktteilnehmern beschaffen und an private Haushalte absetzen“ (AUSSCHUSS FÜR BEGRIFFSDEFINITIONEN AUS DER HANDELS- UND ABSATZWIRTSCHAFT, 1995: 41). Der Lebensmitteleinzelhandel ist das Bindeglied zwischen Hersteller und Endverbraucher. Er gliedert sich in einen so genannten Food und einen Non-Foodbereich. In dieser Arbeit liegt der Schwerpunkt auf dem Food-Bereich. Die Betriebstypen oder auch Geschäftstypen des Einzelhandels werden im institutionellen Sinne insbesondere durch Branche, Sortiment, Preisniveau, Bedienungsform, Geschäfts- und Verkaufsfläche, Standort und Filialisierung beschrieben (AUSSCHUSS FÜR BEGRIFFSDEFINITIONEN AUS DER HANDELS- UND ABSATZWIRTSCHAFT, 1995: 41).

Bei der Definition der einzelnen Einzelhandelstypen kommt es häufig zu Abgrenzungsschwierigkeiten, da die Definitionen nach unterschiedlichen Gesichtspunkten, wie Verkaufsfläche, Sortiment und Preispolitik vorgenommen werden. Meistens wird nach der Größe differenziert. Da im Zeitablauf jedoch eine Tendenz zu größeren Ladenflächen besteht, ändern sich auch die Definitionen. Geschäfte, die nach neueren Definitionen nicht eindeutig zuzuordnen sind, werden daher zu restlichen Geschäften zusammengefasst.

Die Madakom GmbH unterteilt die unterschiedlichen Betriebstypen nach der Größe. Discounter mit 400 und mehr Quadratmetern gelten als große Discounter mit weniger als 400 Quadratmetern als kleine Discounter. Bei den Supermärkten existieren zwei Kategorien, wobei kleine Supermärkte 400-799 Quadratmeter umfassen und große Supermärkte 800-1499 Quadratmetern. Geschäfte ab einer Größe von 1499 Quadratmetern fallen unter die Gruppe der Verbrauchermärkte. Die Verbrauchermärkte sind in drei Kategorien eingeteilt. Die kleinen mit 1500-2499, die mittleren mit 2500-4999 und die großen Verbrauchermärkte mit 5000-9999 Quadratmeter.

Unter der Annahme, dass die Preissetzung sich nach dem Geschäftstyp richtet, von der Quadratmeterzahl jedoch unabhängig ist, werden die Märkte in dieser Arbeit in drei Gruppen eingeteilt. Der Vollständigkeit halber werden die „restlichen Geschäfte“ in der Entwicklung des Lebensmitteleinzelhandels mit aufgeführt, finden in der empirischen Analyse dieser Arbeit jedoch keine Beachtung, da sie nicht im Datensatz enthalten sind. Fachgeschäfte, Tankstellen, Kioske usw. werden dagegen in dieser Definition gar nicht zu den Lebensmitteleinzelhandelsgeschäften gezählt (AC NIELSEN, 2006).

Tabelle 4: Einteilung der Geschäftstypen

Verbrauchermärkte	Einzelhandelsgeschäfte mit einer Verkaufsfläche zwischen 1.500 und 5.000 m ² , die ein breites, warenhausähnliches Sortiment des Lebensmittel- und Nichtlebensmittelbereiches in Selbstbedienung anbieten.
Supermärkte	Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte mit einer Verkaufsfläche zwischen 400 und 1.499 m ² .
Discountmärkte	Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte, für deren Absatzpolitik das Discount-Prinzip (Niedrigpreise, begrenztes Sortiment) maßgebend ist, unabhängig von der Größe der Verkaufsfläche.
Restliche Geschäfte	Lebensmittel-Einzelhandelsgeschäfte mit einer Verkaufsfläche unter 400 m ² . Zusammenfassung von Lebensmittel-SB-Laden und Lebensmittel-SB-Markt. Diese Geschäfte werden auch häufig als Nachbarschaftsläden bezeichnet.

Quelle: Eigene Darstellung nach MADAKOM (2001b) und AC NIELSEN (2004).

Zur weiteren Einteilung unterschiedlicher Betriebstypen kann auch das Sortiment herangezogen werden. Zur Beschreibung des Sortiments im Lebensmitteleinzelhandel werden die Begriffe Sortimentstiefe und Sortimentsbreite verwendet. Sortimentsbreite ist als Zahl der Artikel und Warengruppen im Handelssortiment definiert, Sortimentstiefe als Zahl

unterschiedlicher Artikel innerhalb einer Produktgruppe (GABLER, 1993: 2684). Die Verkaufsfläche hängt nicht zwangsläufig mit der Sortiments-tiefe zusammen. Bei Betrachtung des Sortiments im Food-Bereich wird deutlich, dass Discounter die geringste Sortimentsbreite und -tiefe haben, dann Supermärkte und danach Verbrauchermärkte folgen. Diese Einteilung ergibt sich auch bei Betrachtung der Verkaufsflächen.

Tabelle 5: Größe und Sortimentsbreite der verschiedenen Einzelhandels-typen

	Discounter	Supermarkt	Verbrauchermarkt
durchschnittliche Größe	775 m ²	940 m ²	2800 m ²
durchschnittliche Artikelanzahl	1348	2139	9849
durchschnittliche Anzahl an Produkten pro m ²	1,7	2,2	3,5

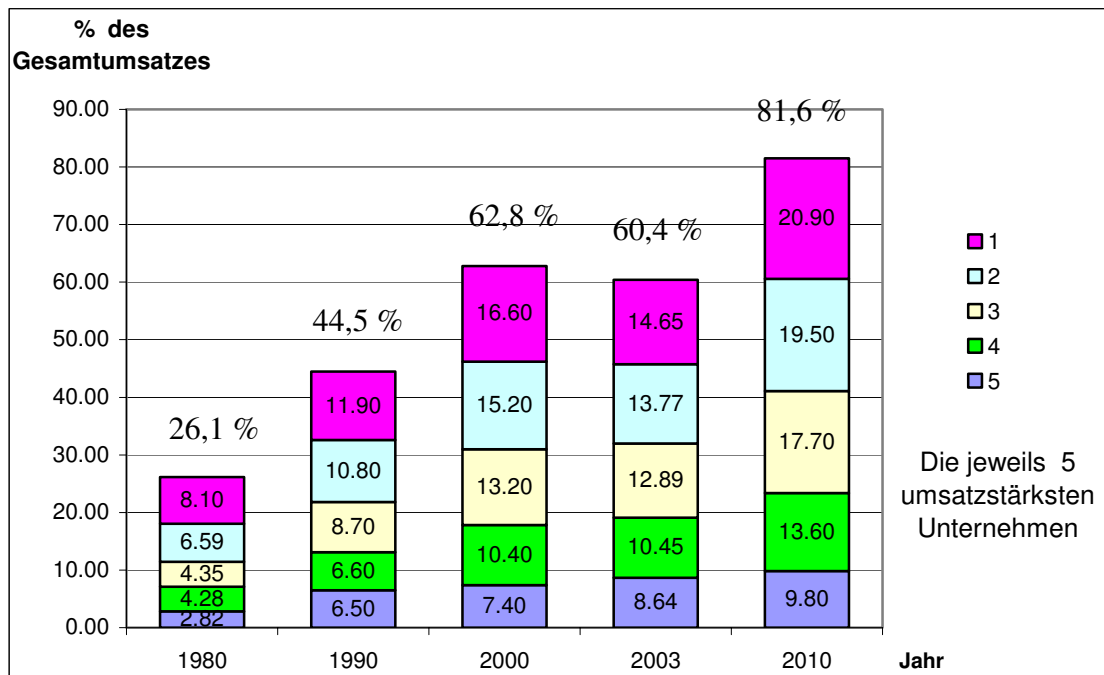
Quelle: Eigene Darstellung nach EHI (2004).

Die Sortimentszahlen aller Geschäftstypen verdeutlichen den Charakter des Lebensmitteleinzelhandels als typisches Mehr-Produkt-Unternehmen. Dieser Aspekt wird auch in der vorliegenden Arbeit besonders berücksichtigt.

Entwicklung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels

Der Lebensmitteleinzelhandel in Deutschland ist durch Marktunvollkommenheiten gekennzeichnet. Die Märkte sind sowohl regional als auch temporal getrennt und die Anbieterseite ist stark konzentriert. Diese Top 10 Unternehmen vereinen im Jahr 2002 83,71% des Umsatzes (M + M EURODATA, 2003). Dies deutet auf eine oligopolistische Struktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel hin. In diesem Zusammenhang diskutiert MÖSER (2002: 7), dass daher für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel vor allem preistheoretische Ansätze der monopolistischen Konkurrenz und des heterogenen Oligopols relevant sind. In den letzten Jahren hat der Konzentrationsprozess im deutschen Lebensmitteleinzelhandel deutlich zugenommen. Eine Prognose der M + M EURODATA (2000) zeigt, dass diese Entwicklung sich auch zukünftig weiter fortsetzt.

Abbildung 4: Konzentration im deutschen Lebensmitteleinzelhandel



Quelle: Eigene Darstellung nach M + M EURODATA (2000) und LEBENSMITTELZEITUNG (2004).

Die Abbildung des Konzentrationsverlaufes der Top 5 der Lebensmitteleinzelhandelsketten in Deutschland zeigt, dass diese im Zeitablauf einen zunehmenden Marktanteil erhalten. Die Zahlen 1 bis 5 symbolisieren die 5 umsatzstärksten Unternehmen. Die Konzentration der Top 5 ist von 1980 mit einem Umsatzanteil von ca. 26% bis 1990 auf einen Umsatzanteil von ca. 45% angestiegen. Dieser Konzentrationsprozess setzt sich trotz des bereits hohen Niveaus weiter fort. Bereits 2000 hatten die Top 5 fast 63% des Marktanteils in deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Zahlen für 2002 beziffern die Konzentration der Top 5 auf 64, % (M + M EURODATA, 2003). Trotz des kleinen Rückgangs der Marktanteile für das Jahr 2003 wird in Prognosen für das Jahr 2010 erkennbar, dass die Konzentration im Lebensmitteleinzelhandel stetig zunehmen wird. Die Marktstruktur im Bereich des deutschen Lebensmitteleinzelhandels ist somit oligopolistisch geprägt.

Auch bei der Entwicklung der Top 30 des Lebensmitteleinzelhandels mit ihren verschiedenen Vertriebslinien gab es in den letzten Jahren viel Bewegung durch Aufkäufe beispielsweise von Intermarche-Geschäften²¹ durch Wal-Mart²² oder im Jahr 2005 durch die Übernahme der Spar durch Edeka.

²¹ Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte der Eurospar Warenhandelsgesellschaft mbH & Co. oHG, Schenefeld.

²² Lebensmitteleinzelhandelskette Wal-Mart Germany GmbH und Co. KG, Wuppertal.

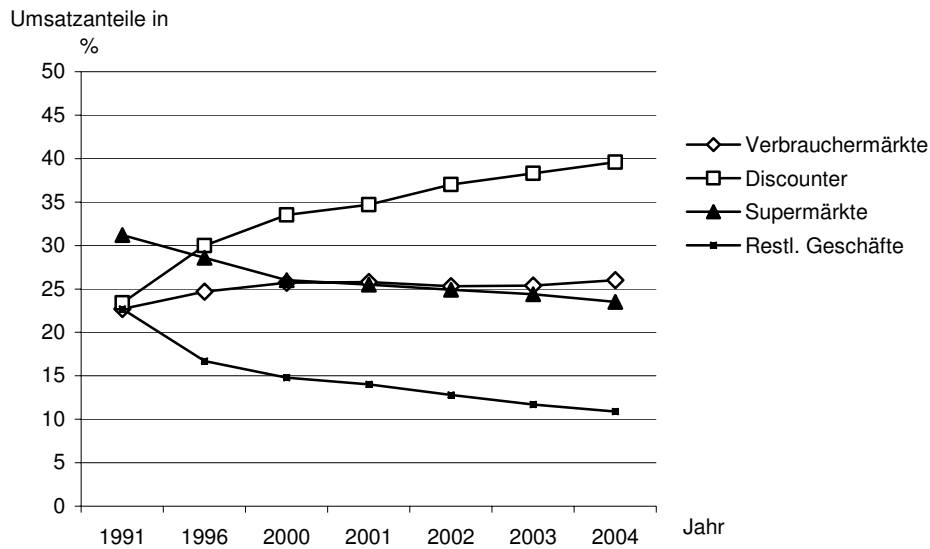
Eine detaillierte Darstellung über die verschiedenen Vertriebslinien der Top 20 im Zeitablauf ist dem Anhang dieser Arbeit zu entnehmen (vgl. Anhang, S.217). Die in dieser Arbeit untersuchten Geschäfte entstammen den 2000 und 2001 in Norddeutschland²³ bedeutendsten Ketten. Dazu gehören Tengelmann, Metro, Edeka, Spar, Coop und Rewe. Harddiscounter wie Aldi und Lidl sind ausgenommen, da für diese keine Daten verfügbar sind.

Nach dem Aufzeigen der Konzentration im deutschen Lebensmitteleinzelhandel, wird nun im Folgenden anhand der definierten Einzelhandelstypen die Entwicklung und die Verteilung der verschiedenen Geschäftstypen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel dokumentiert.

Sowohl Umsatz als auch Umsatzanteil von Verbrauchermärkten und Discountern sind im Zeitablauf angestiegen (EHI. 2004). Umsatz und Umsatzanteile der Supermärkte sind dagegen leicht zurückgegangen. Bei den noch kleineren Geschäften sind sogar deutliche Rückgänge zu verzeichnen. Hieran ist abzulesen, dass Discounter und Verbrauchermärkte im Zeitablauf ein zunehmend höheres Gewicht erhalten im Gegensatz zu Supermärkten und restlichen Geschäften. Discounter steigerten ihren Marktanteil von 1992 mit 23,2% bis 2004 auf knapp 40%. Dieser Zuwachs von fast 17 Prozentpunkten bedeutet, dass die Discounter ihren Marktanteil in zwölf Jahren um ca. 73% ausgebaut haben.

²³ Zu Norddeutschland werden in dieser Arbeit Schleswig-Holstein, Hamburg, Bremen und Niedersachsen gezählt.

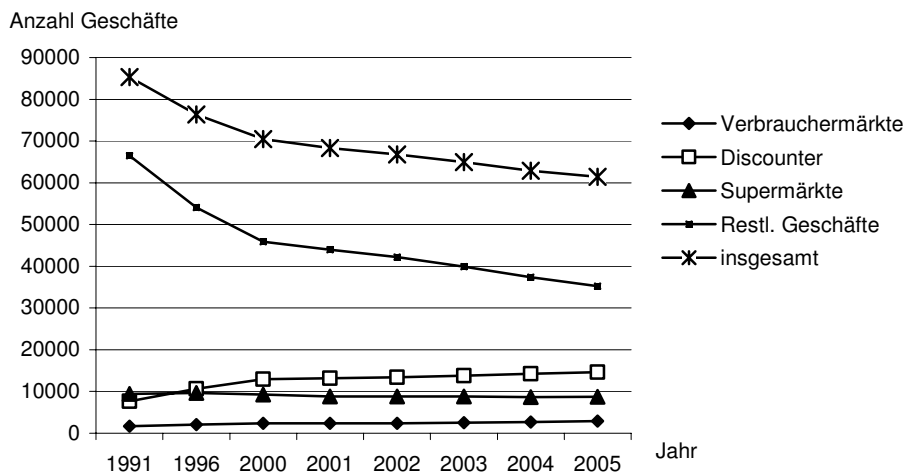
Abbildung 5: Umsatzanteile in Prozent im deutschen LEH nach Geschäftstypen



Quelle: Eigene Darstellung nach EHI (2006).

Die Gesamtzahl aller Geschäfte sank von 1991 mit 85.294 bis 2003 um ca. 23.000 auf 62.742. Dieser Rückgang ist vor allem durch die Schließung der kleinen Geschäfte verursacht. Die Zahl der Supermärkte ist nur leicht gesunken, wogegen die Zahl von Verbrauchermärkten und Discountern zugenommen hat (EHI, 2004). Die Discounter erhöhten folglich nicht nur ihren Umsatz, sondern auch die Anzahl ihrer Geschäfte von 1991 bis 2005 (vgl. Abbildung 6).

Abbildung 6: Anzahl der Geschäfte



Quelle: Eigene Darstellung nach EHI (2006).

Bei Betrachtung der Umsatzzahlen und der Anzahl der Geschäfte fällt auf, dass sich die insgesamt sinkende Zahl kleinerer Geschäftsstellen zugunsten von Discountern und großen Verbrauchermärkten vollzieht. Die „restlichen Geschäfte“ gehören in der Regel nicht den großen Ketten an. Dies lässt auf einen Konzentrationsprozess schließen, da vorwiegend die selbstständigen Einzelhändler aus dem Markt ausscheiden. Es ist zu vermuten, dass eine Ursache des Konzentrationsprozesses im Lebensmitteleinzelhandel die Einkaufspräferenzen der Verbraucher sind. Diese lassen sich durch die Umsatzzuwächse bei Verbrauchermärkten und Discountern und den Rückgang der kleineren Geschäfte zeigen. Die Verbraucher scheinen in ihrem Nachfrageverhalten zunehmend auf eine große Auswahl und/oder niedrige Preise abzielen. Diese Entwicklung motiviert daher die Frage nach der Relevanz preispolitischer Instrumente wie dem Sonderangebot, da der Händler auf verändertes Nachfrageverhalten reagieren muss. Da Änderungen des Nachfrageverhaltens im Zeitablauf einen Einfluss auf die weitere Entwicklung der Angebotsseite nehmen, wird die Nachfrageseite im Folgenden näher untersucht.

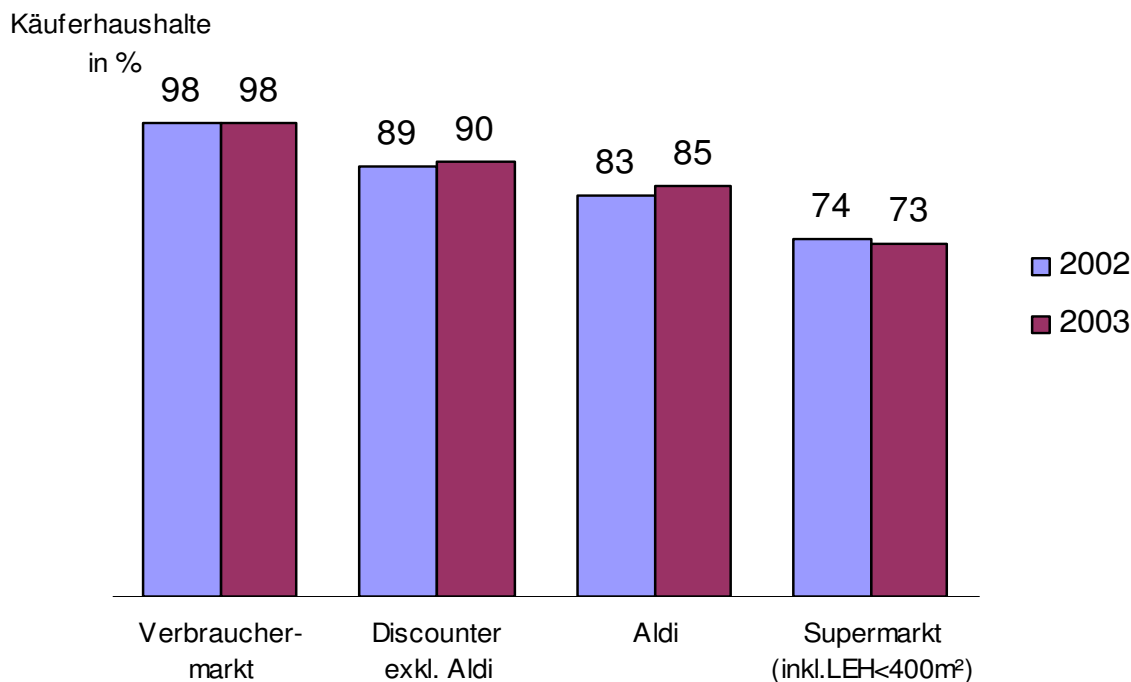
2.4.2 Nachfrageseite

Auf der Nachfrageseite sind vor allem drei Aspekte von besonderer Bedeutung, die die Nachfrage nach Sonderangeboten beeinflussen. Dazu gehören die demographische Entwicklung und eine dadurch bedingte Veränderung der Nachfrage nach Lebensmitteln, die Transaktionskosten der Verbraucher, die bei der Wahl der Einkaufsstätte anfallen und die unterschiedlichen Typen von Konsumenten.

Die demographische Entwicklung

Die demographische Entwicklung in Deutschland zeigt, dass die Zahl der über 45jährigen in den letzten Jahren zugenommen hat, wogegen die Gesamtbevölkerung sinkt (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2006). Das bedeutet, dass die Gesellschaft in Deutschland zunehmend älter wird. Im Zusammenhang mit der demographischen Entwicklung kommt es auch zu einer Veränderung der Einkaufsstättenpräferenz der deutschen Verbraucher. Die folgende Abbildung verdeutlicht die Veränderungen in der Präferenz für verschiedene Einkaufsstätten. Während die Discounters ein leichtes Plus am Anteil der Käufer verzeichnen, verliert der Supermarkt 1% von 2002 auf 2003.

Abbildung 7: Einkaufsstättenpräferenz in Deutschland



Quelle: Eigene Darstellung nach AC NIELSEN (2004).

Die Einkaufsstättenpräferenz der Haushalte in Deutschland zeigt, wie viel Prozent der Haushalte mindestens einmal im jeweiligen Geschäftstyp eingekauft hat. Insgesamt zeigt sich die hohe Bedeutung von Discountern, die einen Zuwachs gegenüber dem Vorjahr verzeichnen. Dies ist auf deren niedriges Preisniveau zurückzuführen. Diese Entwicklung dokumentiert weiter einen Trend, preisgünstig einzukaufen, der ebenfalls die Nachfrage nach Sonderangeboten beeinflusst. Nur bei Verbrauchermärkten ist der Prozentsatz der Haushalte, die dort einkaufen, höher als bei Discountern. Supermärkte dagegen, bei denen das höchste Preisniveau zu erwarten ist, verzeichnen einen negativen Trend.

Die GfK hat zu sich verändernden Bedürfnissen der Verbraucher verschiedene Untersuchungen durchgeführt, deren Ergebnisse im Folgenden skizziert werden. Die deutschen Verbraucher müssen für Güter des täglichen Bedarfs weniger Geld aufwenden als die Verbraucher in den meisten europäischen Nachbarstaaten. Seit der Euro-Bargeldeinführung ist die Konsumneigung bei den Deutschen allerdings noch gesunken (GfK, 2002b: 2). Gleichzeitig ist festzustellen, dass der Anteil des Außer-Haus-Verzehrs zugenommen hat, obwohl dieser in der Regel höhere Ausgaben erfordert gegenüber einer Zubereitung zu Hause ist.

Die Bedürfnis- und Nachfragestruktur eines Konsumenten variiert in Abhängigkeit seines Lebensalters. Dadurch wirkt die demographische Entwicklung insgesamt auf die Nachfrage. Im Jahr 2050 wird es mehr Menschen über 60 geben als unter 15 Jahren. Das Durchschnittsalter wird von heute 26 auf 36 Jahre steigen (GfK, 2003: 8). Aus diesem Grund werden sich auch die Einkaufsgewohnheiten verändern. Kinderlose Familien mit hohem Einkommen werden sich anders verhalten als bspw. Familien mit vielen Kindern und einem Alleinverdiener. Erstere werden eher bereit sein, aus Zeitmangel Außer-Haus-Verzehr vorzuziehen. Alleinstehende und Ältere geben weniger Geld im Lebensmitteleinzelhandel und in Drogerien aus als Familien mit Kindern. Ursache dafür ist nicht nur eine geringere Personenzahl, sondern auch ein abweichendes Konsumverhalten bzw. das verfügbare Einkommen. Innerhalb der verschiedenen Familiensituationen gibt es bevorzugte Einkaufsstätten. Im Zusammenhang mit der Einkaufsstättenwahl erhält die Preispolitik mit ihren unterschiedlichen Strategien besondere Bedeutung. Die Frage, in wie weit geschäftstypenabhängige Preissetzungsstrategien erkennbar werden, wird neben den demographischen Faktoren künftig die Einkaufsstättenwahl beeinflussen. Alleinstehende Ältere sowie Rentner-Familien bevorzugen häufig den Supermarkt als Einkaufsstätte aufgrund der räumlichen Nähe, da dieser sich oft im Stadt- oder Ortskern befindet. Mobilere Konsumenten dagegen muss der Supermarkt durch andere Vorzüge binden. Da Supermärkte selten Dauer-niedrigpreisstrategien verfolgen, nutzen diese Märkte häufig das Sonderangebot als Instrument, um Preisgünstigkeit zu demonstrieren. In Bezug auf die räumliche Nähe spielt nicht nur die Mobilität, sondern auch der Aspekt der Transaktionskosten eine wichtige Rolle, der im Folgenden genauer erläutert wird.

Switching costs²⁴

„Switching costs“ sind als theoretische Fundierung des unterschiedlichen Konsumentenverhaltens ein wichtiger Aspekt. Im Lebensmitteleinzelhandel treten diese vor allem beim Marken- und beim Geschäftswechsel auf. Diese Kostengruppe kann in Transaktionskosten, Lernkosten und Vertragskosten unterteilt werden (KLEMPERER, 1987). Transaktionskosten sind allgemein die Kosten, die bei Geschäftsverhandlungen, Verträgen, Kontrollen usw. entstehen (COASE, 1994: 8). CARLTON UND PERLOFF (2000: 3) bezeichnen Transaktionskosten als Aufwendungen des Handels, um Güter zu verkaufen. Unter der Annahme, dass alle Kosten, die zum Erwerb eines

²⁴ Dieser Ausdruck besagt allgemein, dass ein Wechsel der Einkaufsstätte Kosten verursacht.

Gutes führen, Transaktionskosten darstellen, bestehen die Transaktionskosten des Konsumenten folglich aus mehreren Komponenten: die Abwägung der Angebote, Transportkosten, Zeit und damit auch Opportunitätskosten. Der Wert der Zeit hängt unter anderem von den Opportunitätskosten des Konsumenten ab, d.h. von seinen Kosten für die alternative Verwendung. Diese wiederum werden von seinem verfügbaren Einkommen, seinem Grenzeinkommen und seinen Präferenzen bestimmt. Informationskosten zählen zu den Lernkosten. Vertragskosten des Konsumenten spielen im Lebensmitteleinzelhandel keine Rolle. Transaktions- und Transportkosten begründen Annahmen in den folgenden mikroökonomischen Modellen. RICHARDS (2004: 6) sieht verschiedene Gründe für geschäftstreue Kunden in nur einem Geschäft zu kaufen. Dazu gehört die Ausnutzung der lokalen Nähe, um Transportkosten gering zu halten, persönliche Präferenzen, Informationsmangel und die Verringerung alternativer Kosten. Bezogen auf LAL UND MATUTES (1994) spricht RICHARDS (2004) davon, dass die Konsumenten beim One-Stop-Shopping²⁵ Economies of Scale nutzen, indem sie ihre Suchkosten minimieren. Je nach Höhe ihrer Opportunitätskosten werden sich verschiedene Konsumententypen für oder gegen Geschäftstreue entscheiden. Transaktionskosten entstehen beim Einkauf vor allem durch das Erreichen eines Geschäftes. Lernkosten entstehen dagegen durch die Informationssuche nach bestimmten Preisen und Angeboten. Beim Geschäftswechsel durch die Information über Preise können zwar Transportkosten eingespart werden, aber die Lernkosten werden im Gegenzug erhöht, da Informationen über das günstigste Geschäft vorab beschafft werden müssen. Diese Kosten können durch Gewohnheitsverhalten in Form von Geschäftstreue reduziert werden. Durch Sonderangebote können Konsumenten in bestimmte Geschäfte gelockt werden. Aufgrund der Transaktionskosten wird dann häufig in einem Geschäft der gesamte Einkauf erledigt und ein weiterer Geschäftswechsel vermieden. Auch Hosken und Reiffen beziehen in ihre Modelle, in denen sie Kaufentscheidungen von Konsumenten darstellen, Transportkosten ein (HOSKEN UND REIFFEN (2001), HOSKEN UND REIFFEN (2004a)).

Zur Annahme geschäftstreuer Kunden in mikroökonomischen Modellen gibt es in der Literatur unterschiedliche Standpunkte. Verschiedene Autoren sehen einen Trend zur Senkung der Transaktionskosten durch One-Stop-Shopping (REIMERS (2000), WARNER UND BARSKY (1995)). GIJSBRECHTS, CAMPO ET AL. (2005) hingegen stellt auf Grundlage von Scannerdaten eine zunehmende Tendenz des regelmäßigen Besuches meh-

²⁵ One-Stop-Shopping bedeutet Einkauf des gesamten Bedarfs an einem Ort (GABLER 1993: 2485).

rerer Geschäfte fest. Laut GfK (2003: 16) hat sich in den vergangenen Jahren die Zahl der Einkaufsstätten, in denen Konsumenten ihre Güter des täglichen Bedarfs kaufen, stetig erhöht. Im Durchschnitt nutzt jeder Haushalt in Deutschland 10,2 Geschäfte für den täglichen Einkauf. Es gibt heutzutage kaum Käufer, die ausschließlich in einer Einkaufsstätte kaufen. Die GfK beschreibt ein so genanntes Relevant Set von drei bis vier Einkaufsstätten. Aufgrund eines steigenden Anspruchsniveaus der Konsumenten und durch die Ausrichtung zielgenauer Aktivitäten sei Loyalität zu einem Geschäft dennoch erreichbar GfK (2003: 17). Dies zeigt die Relevanz zielgenauer Aktivitäten, zu denen auch der Einsatz von Sonderangeboten gehört.

Konsumententypen

Aus den beiden erläuterten Aspekten auf der Nachfrageseite, der demographischen Entwicklung und den Transaktionskosten lassen sich unterschiedliche Käufertypen ableiten, die sich auch in den mikroökonomischen Modellen wieder finden. Da Preisdiskriminierung auf getrennten Märkten stattfindet, kann Preisdiskriminierung, die in Form von Sonderangeboten intertemporal ist, nur aufgrund von unterschiedlichen Konsumententypen entstehen, da die Märkte ansonsten nicht getrennt sind. PESENDORFER (2002) unterscheidet daher zwischen Kunden, die das Produkt sofort erwerben wollen und dementsprechend bereit sind mehr zu bezahlen und Kunden, die bereit sind, auf einen günstigeren Preis zu warten. Die Konsumentengruppen unterscheiden sich vor allem im Preisbewusstsein bzw. in ihrer Zahlungsbereitschaft. Die demographische Entwicklung nimmt im Zeitablauf einen Einfluss auf die gesamte Gruppe der Konsumenten, wodurch sich die generelle Präferenzsituation der Konsumenten verschiebt. Bei Betrachtung der Individuen spielen Transaktionskosten, Opportunitätskosten von Zeit und Lagerhaltung und der unterschiedliche Informationsstand der Konsumenten eine große Rolle.

Die unterschiedlichen Konsumententypen werden in den nachfolgend untersuchten Modellen (vgl. Kap. 4) berücksichtigt. Die Einteilung der Kunden in der Literatur erfolgt häufig in Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft und Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft. Eine weitere Einteilung ist die in geschäftstreue Kunden und so genannte Shopper²⁶ oder eine Kombination aus Geschäftstreue und Zahlungsbereitschaft. RICHARDS (2006) unterscheidet nur nach geschäftstreuen und nichtge-

²⁶ Shopper sind hier als nicht geschäftstreue Konsumenten mit einer geringen Zahlungsbereitschaft definiert.

geschäftstreuen Konsumenten. Geschäftstreue Konsumenten weisen gleichzeitig eine hohe Zahlungsbereitschaft, wogegen Shopper immer den günstigsten Preis suchen, bzw. ihre Ausgaben bei fixem Konsumkorb minimieren. HOSKEN UND REIFFEN (2001) unterscheiden zwischen Shoppern und geschäftstreuen Kunden, wobei Shopper ebenfalls in der Wahl ihrer Einkaufsstätte variieren. VARIAN (1980) unterscheidet die Konsumenten nach ihrem Informationsstand in informierte und nichtinformierte Konsumenten. Die informierten Kunden suchen immer das Geschäft mit dem geringsten Preis auf, wogegen nichtinformierte Konsumenten ihr Geschäft zufällig auswählen. Die unterschiedliche Neigung der Konsumenten, sich Informationen zu beschaffen, begründet VARIAN (1980) mit der Höhe der Suchkosten. Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft und geringen Suchkosten werden sich Informationen beschaffen, wogegen die Kunden, bei denen die Suchkosten höher sind als eine Ersparnis durch die zusätzliche Information, weiter uninformiert bleiben werden. Das zeigt, dass unterschiedliche Eigenschaften der Konsumenten unterschiedliche Präferenzen in ihrem Einkaufsverhalten hervorrufen. DUNN UND WRIGLEY (1984) sehen einen Ansatzpunkt des Handels, der auf die Konsumenteneigenschaften mit geeigneten Instrumenten reagieren muss. Während Geschäftstreue durch eine Sortimentserweiterung ausgebaut werden kann (DUNN UND WRIGLEY, 1984), stellt sich die Frage, ob Sonderangebote den Gesamtabsatz wesentlich steigern können und welche Formen von Sonderangeboten in der Lage sind, ein günstiges Preisimage zu suggerieren.

Die Ergebnisse der Marktbeschreibung spiegeln die Situation des deutschen Lebensmitteleinzelhandels auf der Angebots- und Nachfrageseite wider. Auf der Angebotsseite wird deutlich, dass es sich bei einem hochkonzentrierten Markt wie dem deutschen Lebensmitteleinzelhandel um ein Oligopol handelt. Die Berücksichtigung der Marktstruktur ist für die Modellierung der nachfolgenden Analyse entscheidend. Die Nachfrageseite wird einerseits mit einem Trend zu Convenience und One-Stop-Shopping charakterisiert, andererseits gibt es aber auch Studien, die eine Vielzahl aufgesuchter Einkaufsstätten der Verbraucher aufzeigen. Die vielschichtigen Aspekte verdeutlichen die Schwierigkeit, Annahmen für theoretische Modelle zu treffen. Durch die Überprüfung der theoretischen Modelle auf ihren empirischen Erklärungsgehalt in Kapitel 4, wird deutlich, inwieweit theoretisch getroffene Annahmen für den deutschen LEH geeignet sind und als Grundlage für die folgenden Untersuchungen fungieren können.

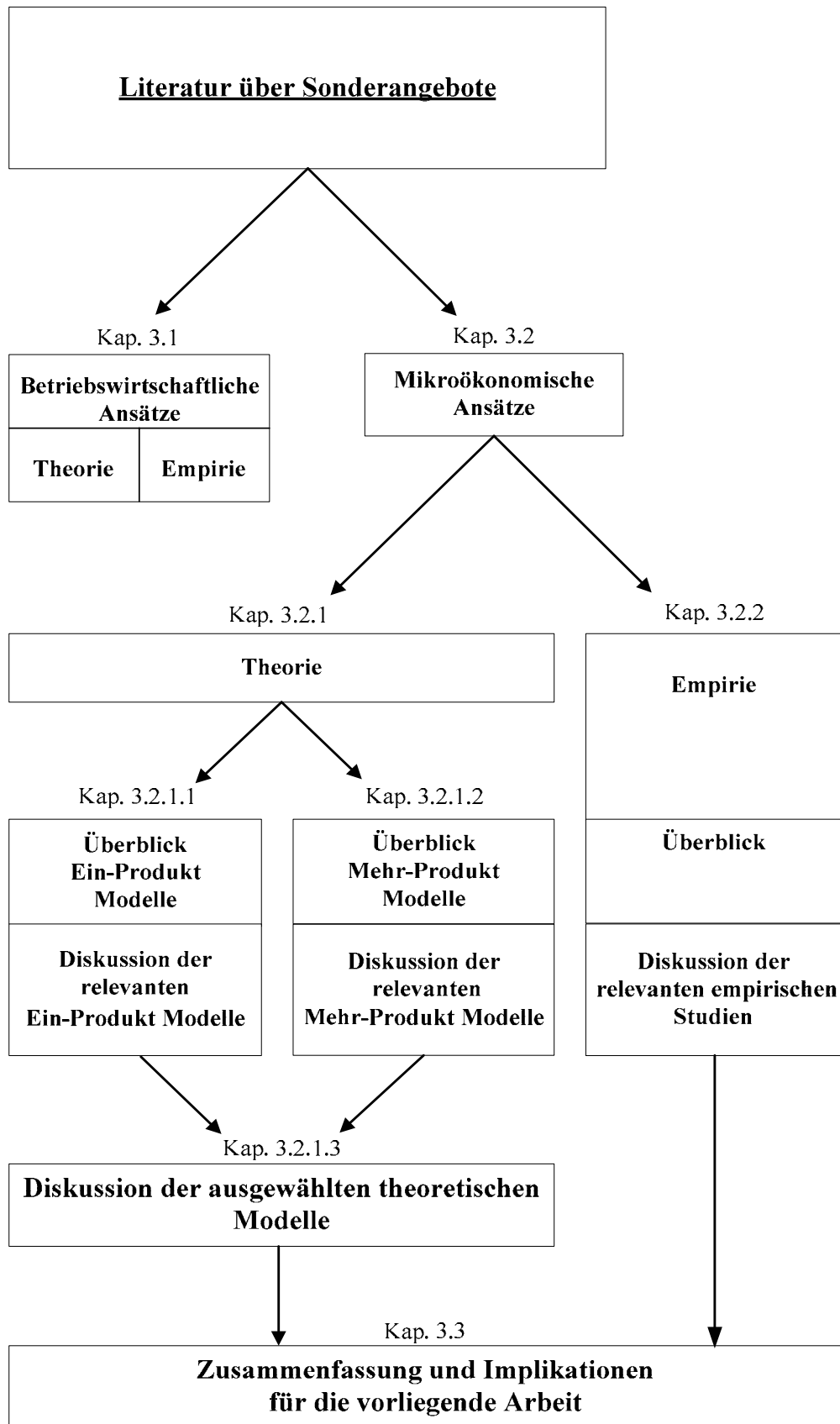
3 Zur Theorie von Sonderangeboten

In den 70er Jahren des 20. Jahrhunderts beginnt die Forschung zu Sonderangeboten. Das Sonderangebot in Form einer zeitlich begrenzten Preisreduktion wird dabei als einzelnes Phänomen der Preissetzung im Handel sowohl betriebswirtschaftlich als auch mikroökonomisch betrachtet.

Die Einteilung in betriebswirtschaftlich und mikroökonomisch ist nach der Literatur nicht eindeutig vorzunehmen, wie aus dem folgenden Literaturüberblick ersichtlich wird. In den betriebswirtschaftlichen Arbeiten wird vor allem die einzelbetriebliche Wirkungsweise von Sonderangeboten deutlich. Hier spielt die Interaktion zwischen den Geschäften keine direkte Rolle. Diese wird nur implizit in Form der Rückwirkung auf den Absatz berücksichtigt. Mikroökonomische Ansätze hingegen betrachten alle Akteure simultan, wodurch Wettbewerbsgleichgewichte bewertet werden können. Aus diesen Modellen können daher die Gründe für die Entstehung von Sonderangeboten abgeleitet werden. Nach Unterscheidungsmerkmalen von Wirkung und Gründen der Sonderangebote wird in der vorliegenden Arbeit die Einteilung in betriebswirtschaftlich und mikroökonomisch vorgenommen.

Die betriebswirtschaftlichen Modelle und Studien werden in dieser Arbeit zur Einordnung in die gesamte Literatur vorgestellt. Die mikroökonomischen Modelle hingegen tragen entscheidend zur Zielsetzung dieser Arbeit bei, die Entstehung von Sonderangeboten zu erklären. Der Fokus liegt daher auf diesen Modellen, wie auch aus Abbildung 8 ersichtlich wird.

Abbildung 8: Überblick zum Kapitel 3 Zur Theorie von Sonderangeboten



Quelle: Eigene Darstellung.

3.1 Betriebswirtschaftliche Ansätze

Betriebswirtschaftlich orientierte Modelle betrachten hauptsächlich die einzelbetriebliche Perspektive und stellen auf den einzelbetrieblichen Unternehmenserfolg ab. Sie lassen Marktunvollkommenheiten, wie z. B. räumliche und zeitliche Trennung von Märkten und deren Bedeutung für das Auftreten von Sonderangeboten unberücksichtigt. Die Modelle befassen sich vorwiegend mit der Auswirkung von Sonderangeboten und Preiselastizitäten auf Absatzmenge und Umsatz einzelner Produkte oder dieser Auswirkungen auf das gesamte Sortiment.

Betriebswirtschaftliche Modelle

Die Auswahl der in diesem Bereich vorgestellten Modelle erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Eine genauere Auflistung ist den Tabellen in GEDENK (2002) zu entnehmen.

Tabelle 6: Theoretische betriebswirtschaftliche Ansätze

Autor (Jahr)	Untersuchungsgegenstand
NIEHANS (1956)	Bestimmung des optimalen Preises
GUPTA (1988)	Effektivität von Sonderangeboten
SCHMALEN UND PECHTL (1995b)	Konkurrenzbeziehungen zwischen Produkten
DILLER (2006)	Abgrenzung von Preisstrategien und Preisinstrumenten

Quelle: Eigene Darstellung.

Im Rahmen der allgemeinen Preissetzung des Handels bestimmt NIEHANS (1956) den theoretisch optimalen Preis für ein Produkt.

$$p_j^* = \frac{\varepsilon_j^D}{(1 + \varepsilon_j^D)} c'_j - \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq j}}^n (p_i - c'_i) \frac{\varepsilon_{ij}^D q_i}{1 + \varepsilon_j^D q_j} \quad (\text{F 3.1})$$

Die Formel besteht aus zwei Teilen. Der Minuend bestimmt den Teil des Preises für das individuelle Produkt unter Berücksichtigung der Eigenpreiselastizitäten.

p_j^* ist der optimale Preis des Gutes j.

ε_j^D ist die Preiselastizität des Gutes j.

C'_j sind die Grenzkosten des Gutes j.

Der Subtrahend berücksichtigt die Beziehungen zwischen den verschiedenen Produkten im Sortiment, indem Grenzkosten und Mengen des anderen Gutes i und die Kreuzpreiselastizitäten in die Formel aufgenommen werden.

p_i sind die Preise der Güter i.

C'_i sind die Grenzkosten der Produkte i.

ε_{ij}^D sind die Kreuzpreiselastizität der Güter i bei Preisänderungen des Gutes j.

q_i ist die nachgefragte Menge nach den Gütern i.

q_j ist die nachgefragte Menge nach Gut j.

Aus der Formel lässt sich ableiten, dass der optimale Preis steigt, je niedriger absolut gesehen die Eigenpreiselastizität und Grenzkosten des Gutes i sind. Der optimale Preis sinkt, je höher die Grenzkosten des Gutes j sind, je mehr Substitute und je weniger Komplemente sich im Sortiment befinden und je höher die Grenzkosten der Substitute im Sortiment sind (VON CRAMON-TAUBADEL UND MÖSCH, 1997).

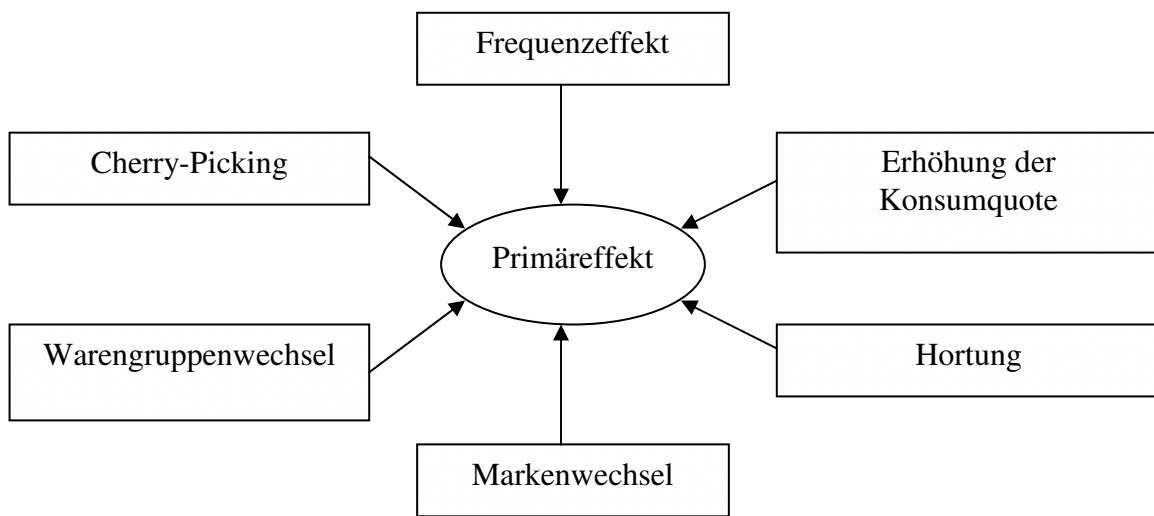
NIEHANS (1956) bezeichnet weiter den Preis als optimalen Preis, bei dem jede weitere Preissenkung höhere Mehrkosten als Mehrerlöse verursacht. Trotz der Möglichkeit der optimalen Preisbestimmung treten immer wieder Abweichungen davon in Form von Sonderangeboten auf. Diese Vergünstigungen hängen mit den erhöhten Kundenfrequenzen, die erwartet werden, zusammen. Eine Preissenkung lohnt sich, wenn durch die daraus resultierende Steigerung der Kundenfrequenz ein Mehrerlös zu erwarten ist. Ein

Anwachsen des Erlöses ist demnach umso stärker, je schneller die Kundenfrequenz bei einer Preisänderung zunimmt. Weitere Aspekte zur Bestimmung des optimalen Preises sieht NIEHANS (1956) in der Möglichkeit einer Teilung der Märkte, um Preisdiskriminierung zu erreichen und in der Abhängigkeit von Kosten.

GUPTA (1988) untersucht die Effektivität von Sonderangeboten. Dazu entwickelt er ein Modell, das Markenwechsel, Kauffrequenzbeschleunigung und Lagerhaltung bestimmt. Zielsetzung des Modells ist es, die jeweiligen Anteile der unterschiedlichen Effekte beim Kauf von Sonderangeboten zu quantifizieren.

SCHMALEN UND PECHTL (1995b) befassen sich in der Theorie weniger mit einzelnen Produkten und Produktkategorien als mit verschiedenen Messmodellen zur Wirkung von Sonderangeboten. Sie untersuchen Konkurrenzbeziehungen zwischen bestimmten Produkten. Dabei bestimmen sie wie GUPTA (1988) die verschiedenen Effekte, die beim Offerieren von Sonderangeboten auftreten. SCHMALEN UND PECHTL (1995b) unterteilen diese Effekte in Primär- und Sekundäreffekte. Primäreffekte sind die Effekte einer Marketing-Maßnahme auf das beworbene Produkt, z. B. Absatzsteigerung. Sekundäreffekte hingegen sind Effekte, die durch Marketing-Maßnahmen für ein anderes Produkt im selben Sortiment entstehen und die anderen Produkte in diesem Sortiment beeinflussen. Als Sekundäreffekte werden auch diejenigen Effekte bezeichnet, deren Wirkung nicht zeitgleich mit den Primäreffekten auftritt, wie z. B. der Carry-over-Effekt. Sekundäreffekte können die Primäreffekte auf das beworbene Produkt verstärken oder aber unterlaufen. Die Elemente des so genannten Primäreffektes von Sonderangeboten werden zur Verdeutlichung graphisch dargestellt.

Abbildung 9: Quellen des Primäreffekts



Quelle: SCHMALEN UND PECHTL (1995b: 71).

Der Frequenzeffekt bedeutet, dass durch ein Sonderangebot Käufer aus anderen Geschäften abgezogen und zu Laufkunden des aktionierenden Geschäfts werden. Eine Erhöhung der Konsumquote beinhaltet einen insgesamt steigenden Konsum, z. B. durch den Genuss von zusätzlicher Schokolade. Aufgrund dessen wird jedoch kein anderes Lebensmittel weniger konsumiert.

Hortung ist die vorsorgliche Bevorratung, aus der geschöpft werden kann, wenn das Produkt nach einem Sonderangebot wieder teurer wird. Markenwechsel bedeutet, dass Konsumenten eine andere Marke kaufen als gewohnt, wenn diese als Sonderangebot günstiger ist als die übrigen Marken. Warengruppenwechsel meint, dass durch ein Sonderangebot sogar ein Produkt einer anderen Warengruppe substituiert werden kann, z. B. Chips statt Schokolade zu kaufen. Als Cherry-Picking oder auch „Rosinen picken“ wird das gezielte Suchen nach Sonderangeboten bezeichnet. Hier geht der Primäreffekt zu Lasten anderer Produkte (SCHMALEN UND PECHTL, 1995b: 72).

Zwei dieser Auswirkungen auf Sonderangebote sind auch gleichzeitig Gründe für ihr Entstehen, da sie der Zielsetzung des Handels, einer Absatzsteigerung, dienen. Diese sind der erwünschte Frequenzeffekt und die Erhöhung der Konsumquote.

DILLER (2006) klassifiziert Preisstrategien und Preisinstrumente. Er stellt dabei die Ebenen des Preisimages eines Geschäftes und deren Bedeutung in

der Preispolitik dar und liefert somit die theoretische Fundierung für die empirische Untersuchung unterschiedlicher Preisstrategien im Einzelhandel.

Empirische betriebswirtschaftliche Studien

Die empirischen Studien mit betriebswirtschaftlichem Forschungsschwerpunkt testen vorwiegend die in den theoretischen Modellen beschriebene Wirkung von Sonderangeboten auf ausgewählte Erfolgsgrößen für verschiedene Marken oder Produktkategorien. Letztere können nach Verwendungszusammenhang, Substitutionsbeziehungen oder Suchverhalten der Konsumenten am Point of Sale gebildet werden (KOTLER UND BLIEMEL, 2001). Teilweise testen betriebswirtschaftliche Studien aber auch Hypothesen aus mikroökonomischen Modellen, berücksichtigen dann aber nur die einzelbetriebliche Betrachtung. Die hier beschriebenen Studien basieren auf Handelsdaten, zumeist Scannerdaten.

Die wesentlichen empirischen Studien werden für diese Arbeit ausgewählt und näher beschrieben. Eine ausführliche Auflistung ist bei GEDENK (2002) zu finden.

Tabelle 7: Empirische betriebswirtschaftliche Studien

Autor (Jahr)	Untersuchungsgegenstand
MORIARTY (1985)	Untersuchung von Sonderangebotseffekten für Produktkategorien
NESLIN, HENDERSON ET AL. (1985)	Messung der Kaufbeschleunigung durch Sonderangebote
GUPTA (1988)	Effektivität von Sonderangeboten
WALTERS UND MACKENZIE (1988)	Wirkung von Lockartikeln
BOLTON (1989)	Besonderheiten des Marktes in Bezug auf Sonderangebotselastizitäten
RAJU (1992)	Preisreduzierungen und Bewerbung unterschiedlicher Kategorien und Marken
SCHMALEN UND PECHTL (1995a)	Wirkungseffekte von Sonderangeboten
SCHMALEN, PECHTL ET AL. (1996)	Konkurrenzbeziehungen im Absatz zwischen Produkten bei Sonderangeboten, Markt für Kaffee
WÜBKER (1999)	Sonderangebotspolitik im Zusammenhang mit Preisbündelung
KLAPPER (2000)	Einflussfaktoren auf Preiselastizitäten bei Preisaktionen
ZELLEKENS UND DELLBRÜGGE (2000)	Wirkungen bestimmter preispolitischer Maßnahmen Preispolitik im LEH
HEERDE, LEEFLANG ET AL. (2000)	Schätzung der Sonderangebotseffekte mit Hilfe von Scannerdaten

Quelle: Eigene Darstellung.

Seit Ende der 80er Jahre intensiviert sich die betriebswirtschaftliche empirische Forschung im Bereich der Sonderangebote.

MORIARTY (1985) beschäftigt sich mit einem speziellen Effekt, dem Carry-over-Effekt. Dieser Effekt beschreibt die Wirkung auf das Sortiment durch den Transfer zukünftiger Käufe in die Gegenwart bei Sonderangeboten. Dieser Effekt basiert auf der von SCHMALEN UND PECHTL (1995b) untersuchten Hortung, da Produkte eingelagert werden müssen, um sie in Zeiten ohne Sonderangebote zu konsumieren. MORIARTY (1985) ermittelt strategische Implikationen für Händler aufgrund von Verkaufsförderungsaktionen für einzelne Marken. Er kommt zu dem Schluss, dass kaum Substitution oder Markenwechsel aufgrund von Sonderangeboten stattfindet. Damit erkennt er weder einen deutlichen Effekt des Warengruppenwechsels noch des Markenwechsels in seinen Daten.

NESLIN, HENDERSON ET AL. (1985) messen die Kaufbeschleunigung durch Sonderangebote anhand eines Konsumentenpanels. Sie finden heraus, dass Preissenkungen zwar die Absatzmenge erhöhen, aber die Kauffrequenz verringern, da Produkte eingelagert und anschließend aus dem Vorrat konsumiert werden können. Ebenso wie MORIARTY (1985) ermitteln die Autoren damit einen Effekt der Hortung. Eine Steigerung der Effektivität der Sonderangebote ist durch zusätzliche Werbung zu erreichen.

GUPTA (1988) misst die Effektivität von Sonderangeboten auf den Umsatz mit Hilfe verschiedener Logit-Modelle. Dabei stellt er fest, dass die größten Umsatzeffekte bei Sonderangeboten durch Markenwechsel hervorgerufen werden. Das bedeutet, dass die Konsumenten das Produkt im Sonderangebot erwerben und sich somit nicht markentreu verhalten. Dies widerspricht den Ergebnissen von MORIARTY (1985).

WALTERS UND MACKENZIE (1988) testen den Einfluss von Lockartikeln²⁷ und kommen zum Ergebnis, dass die meisten Lockartikel weder zusätzlichen Profit noch höheren Kundenverkehr im Geschäft bringen. Diese Artikel werden von den Stammkunden als Zusatzprodukte spontan gekauft und verlieren somit ihre ursprüngliche Aufgabe, die generelle Absatzsteigerung als Grund für Sonderangebote. Nur einige Lockartikel haben eine signifikante Wirkungsweise auf stärkeren Kundenverkehr und somit erhöhte Profite. Signifikante Profiterhöhungen dagegen sind unmittelbar vor Feiertagen und Ferienzeiten zu verzeichnen. Dieser Zusammenhang wird in der vorliegenden Arbeit auch für den deutschen Markt untersucht.

²⁷ Als Lockartikel werden Produkte bezeichnet, deren Preise nahe beim oder unterhalb des Einstandspreises liegen und durch den extremen Preisnachlass Kunden in das jeweilige Geschäft locken sollen. (WALTERS UND MACKENZIE (1988), HESS UND GERSTNER (1987), LAL UND MATUTES (1994)).

WALTERS UND MACKENZIE (1988) beziehen in ihre Schätzung auch soziodemographische Variablen ein. Sie kommen zu dem Schluss, dass soziodemographische Eigenschaften der Konsumenten eine unterschiedliche Neigung zum Kauf von Sonderangeboten bedingen. Je niedriger beispielsweise das Haushaltseinkommen ist, desto höher ist die Neigung, Sonderangebote zu erwerben.

BOLTON (1989) befasst sich in diesem Zusammenhang mit der Beziehung zwischen Marktcharakteristika und Sonderangebotselastizitäten. Preiselastizitäten sind mit Marketingaktivitäten und Marktanteil verbunden und variieren umso stärker, je höher der Einsatz der verschiedenen unterstützenden Aktivitäten, wie z.B. Displays oder Coupons ist. Das bedeutet, dass der Einfluss von Sonderangeboten auf den Umsatz durch weitere Aktionen zusätzlich verstärkt wird. Dieses Ergebnis stimmt mit den Ergebnissen von NESLIN, HENDERSON ET AL. (1985) überein.

RAJU (1992) entwickelt ein empirisches Modell, das sich nicht nur auf einzelne Produkte oder Marken bezieht, sondern auf ganze Produktkategorien innerhalb eines Geschäftes. Mit Hilfe dessen bestimmt er die Verkaufsmengen in Abhängigkeit der Höhe von Preisnachlässen. Er beschäftigt sich mit Preisreduzierungen und deren Bewerbung in unterschiedlichen Kategorien und bei verschiedenen Marken. RAJU (1992) misst verschiedene Einflussfaktoren auf den Absatz. Seine Ergebnisse zeigen, dass ein Anstieg der Sonderangebotshöhe den Wechsel zwischen Produkten innerhalb der Produktkategorie erhöht. Häufige Sonderangebote lösen allerdings einen gegenteiligen Effekt aus, d.h. sie senken den Wechsel zwischen Produkten wieder.

SCHMALEN, PECHTL ET AL. (1996) beschäftigen sich mit den Wirkungseffekten von Sonderangeboten auf der Grundlage von Scannerdaten. In einer weiteren Studie untersuchen SCHMALEN UND PECHTL (1995a) den deutschen Kaffeemarkt. Sie finden heraus, dass Preisreduzierungen mindestens 10% betragen müssen, um merkliche Absatzeffekte hervorzurufen. Diese sind umso höher, je höher die Preisreduzierung ausfällt, solange kein Sättigungseffekt auftritt. Die Absatzsteigerung wird mit dem Verkaufspreis multipliziert und ins Verhältnis zum Gesamtumsatz der Warengruppe gesetzt. Der so ermittelte Quotient gibt an, wie viel Prozent das Sonderangebot zum Umsatz der Warengruppe beigetragen hat. Die Ergebnisse für Kaffee zeigen, dass ein Großteil der Nachfrager sich bei kurzfristigen Aktionen unelastisch verhält. Dies lässt auf Markentreue schließen. Insgesamt wird deutlich, dass der Umfang von Sekundäreffekten bei Kaffee anhand von Scannerdaten nicht nachweisbar ist. Scheinbar bleiben Verbundeffekte aus. Ohne Sonderangebote wäre auch Hortung ausgeblieben

und die Kunden hätten ihr Produkt zum Normalpreis erworben. Sonderangebote werden zwar in Bezug auf das Geschäftsimage als schwach angesehen, werden allerdings insgesamt als selbstverständliche Marketingleistung verstanden. Aus diesem Grund gelangen SCHMALEN UND PECHTL (1995a) zu dem Schluss, dass Sonderangebote dazu dienen, die Geschäftstreue der Kunden zu erhalten. Das Offerieren von Sonderangeboten kann damit als Investition gesehen werden, um Kundenbindung zu schaffen und zu pflegen. Diese Ergebnisse stimmen mit den Ergebnissen, die WALTERS UND MACKENZIE (1988) für den amerikanischen Markt herausstellen, überein.

WÜBKER (1999) untersucht Sonderangebote im Zusammenhang mit Preisbündelung auf dem deutschen Markt. Preisbündelung definiert er dabei als Angebot verschiedener Güter in einem Paket zu einem vergünstigten Gesamtpreis. Der Autor findet heraus, dass die Höhe und die Häufigkeit der Sonderangebote bei den Einzelprodukten die Kaufbereitschaft auf Preisbündel mindern. Dies bedeutet nicht, dass deshalb nicht weiterhin Güterbündel gekauft werden, jedoch sinkt der Anreiz vorab definierte Preisbündel zu kaufen, z. B. Spaghetti mit angehängter Soßenpackung, wenn diese einzeln als Sonderangebot angeboten werden.

KLAPPER (2000) untersucht die Wirkung von Preisaktionen auf Preiselastizitäten. Dabei kommt er zu dem Ergebnis, dass Preiselastizitäten nicht nur von Preismaßnahmen abhängen, sondern auch durch begleitende Werbemaßnahmen wesentlich beeinflusst werden. Häufige Preisaktionen senken sowohl die Preiselastizitäten regulärer Preise als auch die von Preisaktionen. Inhaltlich bedeutet damit eine generelle Zunahme von Preisaktionen eine Verringerung der Wirkung einzelner Aktionen.

ZELLEKENS UND DELLBRÜGGE (2000) analysieren anhand von Scannerdaten die Preispolitik in zehn Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen und die Wirkung bestimmter preispolitischer Maßnahmen. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass gerade für Markenartikel Sonderangebote eine herausragende Bedeutung haben und den Absatz steigern können. Wie auch SCHMALEN, PECHTL ET AL. (1996) stellen die Autoren fest, dass in einem Markt, in dem alle Wettbewerber Sonderangebote anbieten, Sonderangebote nur zur Kundenbindung, jedoch nicht zur Kundenaquisition dienen können.

HEERDE, LEEFLANG ET AL. (2000) schätzen die Effekte von Sonderangeboten mit Hilfe von Scanner-Daten. Dabei werden zusätzlich zu Preisreduzierungen auch Unterstützungen durch weitere Werbeaktionen untersucht. Das Ziel des Händlers, durch Sonderangebote eine Absatzerhöhung zu erreichen, wird dabei teilweise durch den auftretenden Effekt der Hortung ge-

schmälert. Die Autoren stellen nach Sonderangebotsaktionen einen Kaufrückgang zwischen 4 und 25 % fest. Diese Ergebnisse sind mit denen von NESLIN, HENDERSON ET AL. (1985) und MORIARTY (1985) vergleichbar.

Diese empirischen Studien zeigen, dass vor allem die Kombination von Sonderangeboten und begleitenden Werbemaßnahmen für den Handel lohnend ist. Verschiedene Effekte wie Markenwechsel oder der Wechsel auf Substitute zwischen Warengruppen schwächen die positiven Effekte von Sonderangeboten ab, da eine Absatzerhöhung zu Lasten anderer Produkte zustande kommt. Auch Hortung wird vielfach als Sonderangebotseffekt festgestellt. Vor Feiertagen ist eine signifikante Absatzerhöhung zu erkennen. Sonderangebote dienen vielfach eher als Instrument der Kundenbindung und der Schaffung eines positiven Preisimages des Unternehmens als der direkten Absatzerhöhung.

3.2 Mikroökonomische Ansätze

Mikroökonomische Modelle zeigen im Gegensatz zu betriebswirtschaftlichen Studien die sektorale Perspektive auf, leiten Preisgleichgewichte ab und ermöglichen eine Bewertung aus Sicht der Gesellschaft. Bei mikroökonomischen Modellen stehen die Wechselbeziehungen im Verhalten der verschiedenen Wirtschaftssubjekte im Vordergrund. Dadurch wird eine detaillierte Betrachtung der Ursachen zur Entstehung von Sonderangeboten in den theoretischen Modellen möglich. Die empirischen mikroökonomischen Studien überprüfen diese theoretischen Modelle vorwiegend anhand von Scannerdaten.

3.2.1 Theoretische Modelle

Mikroökonomische Modelle können im Bereich der Sonderangebote nach Anzahl der betrachteten Produkte in Ein- und Mehr-Produkt-Modelle untergliedert werden. Die chronologische Auflistung ausgewählter mikroökonomischer Modelle in Tabelle 8 verdeutlicht, dass die ersten Modelle mehrheitlich Ein-Produkt-Modelle sind. Die neueren Studien sind als Weiterentwicklung zu sehen, da sie mehrere Produkte berücksichtigen. Insofern sind sie für den Handel als typisches Mehrproduktunternehmen geeigneter.

Tabelle 8: Mikroökonomische theoretische Modelle

Ein-Produkt-Modelle	Mehr-Produkt-Modelle
SALOP UND STIGLITZ (1977)	HESS UND GERSTNER (1987)
STOKEY (1979)	BLISS (1988)
VARIAN (1980)	LAL UND MATUTES (1994)
BLATTBERG, EPPEN ET AL. (1981)	WARNER UND BARSKY (1995)
CONLISK, GERSTNER ET AL. (1984)	HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000)
SOBEL (1984)	HOSKEN UND REIFFEN (2001)
LAZEAR (1986)	RICHARDS (2006)
NARASIMHAN (1988)	
BLATTBERG UND NESLIN (1990)	
PASHIGAN UND BOWEN (1991a)	
SOBEL (1991)	
COURTY UND HAO (1999)	
BANKS UND MOORTHY (1999)	
AGUIRREGABIRIA (1999)	
PESENDORFER (2002)	

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Mehr-Produkt-Modelle von WARNER UND BARSKY (1995), HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006), sowie deren Vorläufer-Modelle von VARIAN (1980), SOBEL (1984) und PESENDORFER (2002), werden am Ende der Unterkapitel 3.2.1.1 und 3.2.1.2 ausführlich vorgestellt. Aus den genannten Mehr-Produkt-Modellen werden Hypothesen für die empirische Analyse dieser Arbeit abgeleitet. Die Modellauswahl wird dabei von der Marktstruktur bestimmt. VARIAN (1980) unterstellt in seinem Modell freien Marktzugang. Die anderen ausgewählten Modelle basieren auf einem Oligopol, was der realen Struktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel am ehesten gerecht wird. Gemeinsame Annahmen, die sich in allen Modellen, mit Ausnahme des Modells von WARNER UND BARSKY (1995), wieder finden, sind neben der Marktstruktur die Risikoneutralität der Konsumenten und die Aufteilung der Kunden in Gruppen mit hoher und mit niedriger Zahlungsbereitschaft.

3.2.1.1 Ein-Produkt-Modelle

Preisdiskriminierung wird häufig als Ursache für Sonderangebote gesehen. Als einfachstes Modell ist in dem Zusammenhang das von STOKEY (1979) zu nennen, die in ihrem Modell Preisdiskriminierung als eine Begründung für fallende Preise anführt und daher ein dynamisches Monopolmodell zur Untersuchung von Preisdiskriminierung und deren Auswirkungen entwickelt. Der Ausgangspunkt ihrer Untersuchung ist dabei die Frage, warum neue Produkte auf einem Markt kurz nach ihrer Einführung häufig zu sehr hohen Preisen angeboten werden und die Preise schließlich im Zeitablauf sinken. Die Modelle von SALOP UND STIGLITZ (1977) und VARIAN (1980) sehen den unterschiedlichen Informationsstand der Kunden als Grund für Sonderangebote, welcher Preisdiskriminierung ermöglicht. VARIAN (1980) zeigt als erster Autor, dass eine bestimmte Wahrscheinlichkeitsverteilung für Sonderangebote über die Zeit besteht. Durch diese Verteilung der Sonderangebote ist laut VARIAN (1980) bei den Konsumenten kein dauerhafter Lerneffekt zu erzielen, da dieser dauerhaft Informationskosten verursachen würde.

BLATTBERG, EPPEN ET AL. (1981) nennen als weitere Motivation für die Entstehung von Sonderangeboten Lagerhaltungskosten von Groß- oder Einzelhändlern, die auf die Konsumenten überwältigt werden. Unterschiede in den Lagerhaltungskosten der Konsumenten können dazu führen, dass Konsumenten Anreize zur Lagerung von Produkten erhalten. Die Konsumenten mit geringen Lagerhaltungskosten sind gleichzeitig die mit geringer Zahlungsbereitschaft.

CONLISK, GERSTNER ET AL. (1984) und SOBEL (1984) gehen wie BLATTBERG, EPPEN ET AL. (1981) von Differenzen in Zahlungsbereitschaft und Lagerhaltungskosten der Konsumenten aus. Die gewinnmaximale Preisstrategie für den Händler besteht darin, den Preis für einen langen Zeitraum auf dem Niveau der Gruppe mit der höheren Zahlungsbereitschaft zu halten. Wenn sich die Nachfrage des anderen Kundensegmentes soweit akkumuliert hat, dass der Erlösverlust einer Preissenkung durch die Ausweitung der Absatzmenge kompensiert werden kann, werden die Preise für kurze Zeit gesenkt. Dieses Preissetzungsverhalten unterliegt damit einem zyklischen Prozess.

Auch SOBEL (1984) präsentiert ein Modell intertemporaler Preisdiskriminierung, das auf der unterschiedlichen Zahlungsbereitschaft der Konsumenten basiert. Er beschreibt einen Markt mit mehreren Anbietern. Aus seinem Modell leitet er ab, dass sich mit zunehmender Anbieterzahl die Anzahl, sowie das Ausmaß von Preissenkungen erhöht.

NARASIMHAN (1988) untersucht Höhe und Wahrscheinlichkeit bzw. Häufigkeit des Auftretens von Preissenkungen bei einzelnen Produkten im Lebensmittelbereich. Seine Annahmen schließen sich dabei an die mikroökonomischen Modelle von VARIAN (1980) und SOBEL (1984) an, indem er eine Duopolsituation betrachtet und bei den Konsumenten zwischen Markenwechslern und Markentreuen unterscheidet. Er entwickelt ein Modell zur Erklärung des Gleichgewichtspreises im Duopol und untersucht dabei das Auftreten gemischter Strategien,²⁸ bei denen die Preisentscheidungen in einem bestimmten Zeitraum zufällig ablaufen. Auch VARIAN (1980) und SOBEL (1984) betrachten gemischte Strategien.

Über den Markt für Modeartikel existieren mehrere theoretische Modelle. Aufgrund der begrenzten Verkaufsdauer bei modischen Artikeln sind hier einige Parallelen zum Lebensmittelhandel zu sehen, da auch bei Lebensmitteln die Verkaufsdauer, hier allerdings durch Verderb, begrenzt ist.²⁹ Sowohl LAZEAR (1986) als auch PASHIGAN UND BOWEN (1991b) führen als zentrale Annahme die Unsicherheit über die Nachfrage der Konsumenten nach einem bestimmten Produkt ein. Diese Unsicherheit ist bei der Einführung neuer Produkte von großer Bedeutung, wie z.B. beim Absatz modischer Kleidungsartikel, die nur einen sehr begrenzten Zeithorizont aufweisen. LAZEAR (1986) zeigt, dass die Anbieter solcher Produkte die höchsten Preise in der Periode der Einführung fordern. Am Ende des Lebenszyklus, vor allem bei einer Überschätzung der Nachfrage, werden diese Produkte als Sonderangebote vermarktet. Dieser Sachverhalt ist auch für den Lebensmitteleinzelhandel relevant, da die hier für das Sonderangebot bedeutenden Produkteigenschaften für Nahrungsmittel zwar nicht einem modischen Verfallsdatum unterliegen, aber viele Produkte verderblich sind. Diese können daher ebenfalls nicht in bedeutendem Umfang gelagert und zu einem späteren Zeitpunkt verkauft werden. COURTY UND HAO (1999) beschreiben ebenfalls den geeigneten Zeitpunkt für Sonderangebote auf dem Markt für Mode. Die Nachfragestruktur ist der von SOBEL (1984) ähnlich. Bei Mode werden Sonderangebote offeriert, weil die Lagerhaltung bis zum nächsten Jahr große Kosten verursachen würde und der Verkauf aufgrund sich ändernder Mode dann nur noch mit großen Preisabschlägen durchführbar wäre.

Das Modell von BANKS UND MOORTHY (1999) basiert auf dem von CONLISK, GERSTNER ET AL. (1984). Die Autoren führen an, dass das Ziel

²⁸ Gemischte Strategien sind im Gegensatz zu einfachen Strategien solche, in denen alle Händler ihre Preise symmetrisch setzen und bei denen die Preissetzung einer bestimmten Wahrscheinlichkeitsverteilung folgt.

²⁹ Ein entscheidender Unterschied jedoch ist, dass die Nachfrage nach Lebensmitteln im Vergleich zu Mode einigermmaßen sicher ist.

von Sonderangeboten Preisdiskriminierung zwischen Konsumenten mit unterschiedlicher Zahlungsbereitschaft ist. Da eine räumliche Trennung der Märkte für Kunden mit geringer und mit hoher Zahlungsbereitschaft nicht möglich ist, wird durch Sonderangebote versucht, eine zeitliche Trennung der Märkte zu schaffen. Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft sind nicht bereit, auf ein Sonderangebot zu warten und werden daher zu dem Preis kaufen, der gerade angeboten wird, solange dieser unterhalb ihrer Zahlungsbereitschaft liegt. Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft dagegen sind bereit, auf ein Sonderangebot zu warten und werden daher nur dann kaufen, wenn ein Sonderangebot offeriert wird. In der übrigen Zeit werden diese Kunden entweder gar nicht oder aus einem selbst angelegten Vorrat konsumieren. Sonderangebote sind im Gegensatz zu dauerhaften niedrigen Preisen zu bevorzugen, da Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft bis auf die Perioden mit Sonderangeboten hohe Preise zahlen und ihre Zahlungsbereitschaft dann vollständig abgeschöpft werden kann. Bei gelegentlichen Sonderangeboten kann wiederum auch die Zahlungsbereitschaft der Kunden mit geringem Reservationspreis³⁰ abgeschöpft werden. Bei der Neueinführung von Produkten oder sinkendem Absatz sind Sonderangebote sinnvoll, um möglichst viele Konsumenten zum Kauf zu bewegen und so den Absatz zu steigern.

Der Ansatz von BLATTBERG UND NESLIN (1990) bezieht das Gefangenendilemma auf den Einzelhandel. Die Autoren stellen damit die Konkurrenzbeziehungen zwischen den verschiedenen Anbietern in den Vordergrund. Ausgehend von dem Entscheidungsverhalten unter den Voraussetzungen des Gefangenendilemmas wird argumentiert, dass Sonderangebotsaktionen durchgeführt und von allen Konkurrenten imitiert werden, auch wenn es insgesamt für alle vorteilhaft wäre, keine Sonderangebote anzubieten. Bei wiederholten Spielen³¹ hat sich die so genannte „tit for tat“³² Strategie als dominant erwiesen, d.h. die Konkurrenten folgen immer dem Verhalten der anderen. Wenn ein Geschäft ein Sonderangebot einführt und damit von einer Gleichgewichtsstrategie abweicht, tun dies alle anderen auch, um keine Kunden zu verlieren. Genauso verhält es sich, wenn diese Aktion beendet wird. Das würde erklären, warum solche Aktionen theoretisch immer zeitlich parallel laufen. Viele Sonderangebotsaktionen im Handel erfordern jedoch Vorbereitungszeit, z. B. um Prospekte zu drucken. BLATTBERG UND NESLIN (1990) argumentieren, dass Sonderangebotsaktionen und Preisän-

³⁰ Der Reservationspreis eines Konsumenten entspricht seiner maximalen Zahlungsbereitschaft.

³¹ Ein Spiel ist ein Begriff aus der Spieltheorie und beschreibt sich wiederholende Entscheidungssituationen (Varian 1994: 478).

³² wörtl.: Wie du mir so ich dir, Wettbewerbsstrategie, mit gleichen Mitteln auf die Handlung eines Konkurrenten zu reagieren (BLATTBERG UND NESLIN 1990: 107).

derungen daher allgemein nicht kurzfristig stattfinden können. Kein Anbieter ist gewillt als erster von der Sonderangebotspolitik abzurücken, da die anderen in diesem Zeitraum mehr Kunden bekämen und so höhere Gewinne erzielen würden. Wenn alle Anbieter keine Sonderangebote anbieten, lockt das Einführen von Sonderangeboten, um Gewinne abzuschöpfen, bevor die anderen mit ihren Preissenkungen nachziehen können.

In einem weiteren Modell untersucht SOBEL (1991) unterschiedliche Spielstrategien. Er wählt dabei ein dynamisches Modell, in dem zu konstanten Kosten von jedem Händler produziert wird. In jeder Periode existiert eine Kohorte an Kunden. Jeder Anbieter kann, über das gesamte Spiel gerechnet, einen positiven Durchschnittsgewinn erzielen. Dieser ist aber geringer als der mögliche Maximalgewinn, der im Gleichgewicht einer einzelnen Spielrunde erzielt werden kann. In Spielrunden, in denen die Anbieter feststehende Strategien anwenden, kann ein einzelner Anbieter keinen wesentlich höheren Preis verlangen, als einen Preis der knapp oberhalb des Reservationspreises des Kunden mit der geringsten Zahlungsbereitschaft liegt. Die Differenz zwischen diesem Preis und der geringsten Zahlungsbereitschaft ist umso kleiner, je kürzer die Angebotszeit in einer Spielrunde ist. Der Verkäufer erhält den höchstmöglichen Gewinn, wenn es durch Absprachen möglich ist, einen feststehenden Preis in jeder Spielrunde zu verlangen.

AGUIRREGABIRIA (1999) befasst sich mit einer weiteren Ursache für die Entstehung von Sonderangeboten, den Lagerhaltungskosten. Er kombiniert klassische Lagerhaltungsmodelle mit klassischen Preissetzungsmodellen. Dabei entwickelt er ein Modell mit einer Funktion der Abverkäufe in Abhängigkeit von Lagerbestand und Nachfrage. Der erwartete reale Profit einer Periode ist der reale Wert erwarteter Abverkäufe abzüglich der Bestellkosten, der Lagerhaltungs- und der Preisanpassungskosten.

PESENDORFER (2002) entwickelt für seine empirischen Untersuchungen sowohl ein theoretisches Modell für monopolistische Konkurrenz als auch unter vollständigem Wettbewerb. Allerdings berücksichtigt er dabei nur ein Produkt.

Da die Ein-Produkt-Modelle von VARIAN (1980), SOBEL (1984) und PESENDORFER (2002) der theoretischen Modellbildung von HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) zugrunde liegen, werden diese drei Modelle im Folgenden ausführlicher erklärt.

Das Modell von Varian (1980)

VARIAN (1980) wählt als Ansatz ein statisches Modell, um eine Wahrscheinlichkeitsverteilung für Preise zu entwickeln. Basierend auf der Grundidee von SALOP UND STIGLITZ (1977) unterscheidet er zwischen informierten (I) und uninformierten Konsumenten (M).³³ Die informierten Konsumenten besitzen vollständige Informationen über die Angebotspreise und wählen immer das Geschäft mit dem niedrigsten Preis. Erstere holen keine Preisinformationen ein, sondern wählen zufällig ein Geschäft aus. Alle Konsumenten besitzen die gleiche maximale Zahlungsbereitschaft für das Konsumgut (Reservationspreis: r). Neue Anbieter kommen so lange auf den Markt bis die ökonomischen Gewinne (π) Null sind. U ³⁴ ist die Anzahl der uninformierten Kunden pro Geschäft. Der mögliche Absatzbereich liegt daher zwischen U bis U plus I . Die Durchschnittskosten (c) der Händler sind in dem relevanten Bereich von U bis U plus I fallend. Jeder Konsument kauft eine Einheit des Gutes. Bietet ein Geschäft zum niedrigsten Preis an, so kann es $I+U$ Einheiten absetzen. Die anderen Geschäfte setzen nur an die uninformierten Kunden, d.h. U Einheiten ab. Die Durchschnittskosten für die Menge $I+U$ kennzeichnen den Mindestpreis (p^*). Die Preise auf diesem Markt liegen folglich in der Spanne von p^* bis r .³⁵ Es gibt kein deterministisches Marktgleichgewicht.³⁶ Der Beweis der letzten Aussage lässt sich über den folgenden Widerspruch zeigen. Unter der Annahme, es gäbe ein solches Preisgleichgewicht in der Spanne von p^* bis r , würde ein Geschäft immer dann seinen Gewinn erhöhen können, wenn es den Preis gegenüber den Konkurrenten senkt, weil dann alle informierten Konsumenten bei ihm kaufen würden.³⁷ Dies gilt für alle Preisniveaus größer als p^* . Fordern alle Geschäfte p^* , dann machen alle bis auf einen Verlust, da gilt: $p^* = c(I+U)/(I+U)$. Für ein ähnliches Problem zeigte bereits SHILONY (1977) die Existenz eines stochastischen Marktgleichgewichts, bei dem die

³³ Eine mögliche Erklärung für einen geringen Informationsstand bei einigen Konsumenten gegenüber anderen lässt sich in unterschiedlich hohen Suchkosten finden. So haben z.B. Doppelverdienerhaushalte mit hohem Einkommen vermutlich höhere Opportunitätskosten bei der Suche nach Preisinformationen und deren Umsetzung (Transaktionskosten) als Haushalte mit geringem Einkommen, z.B. mit einem Alleinverdiener und einer geringen Kinderzahl.

³⁴ Es gilt: $U = \frac{M}{m}$ und m ist die Anzahl der Geschäfte.

³⁵ Außerhalb dieser Preisspanne sind die Gewinne eines Geschäftes negativ. Oberhalb von r ist der Umsatz Null und unterhalb von p^* sind die Durchschnittskosten größer als der Preis (Durchschnittserlös).

³⁶ Darüber hinaus gibt es auch keine Häufungspunkte in der Wahrscheinlichkeitsfunktion. Hier gilt das gleiche Argument wie bei einem deterministisches Preisgleichgewicht.

³⁷ Wenn zwei oder mehrere Geschäfte zum gleichen Preis anbieten und dies der niedrigste ist, dann verteilen sich die informierten Konsumenten auf diese Geschäfte zufällig, und zwar mit gleicher Wahrscheinlichkeit.

Geschäfte ihre Preise gemäß einer Wahrscheinlichkeitsfunktion $F(p)$ zufällig bestimmen. Die erwarteten Gewinne $E[\pi]$ eines Geschäftes sind:

$$E[\pi] = \int_{p^*}^r \left\{ \pi_s(p)(1-F(p))^{n-1} + \pi_f(p)(1-(1-F(p))^{n-1}) \right\} f(p) dp \quad (\text{F 3.2})$$

Um das Modell zu vereinfachen, wird ausgeschlossen, dass Preise zufällig gleich sein können. Ansonsten würde eine gleichmäßige Teilung der Gewinne erfolgen.

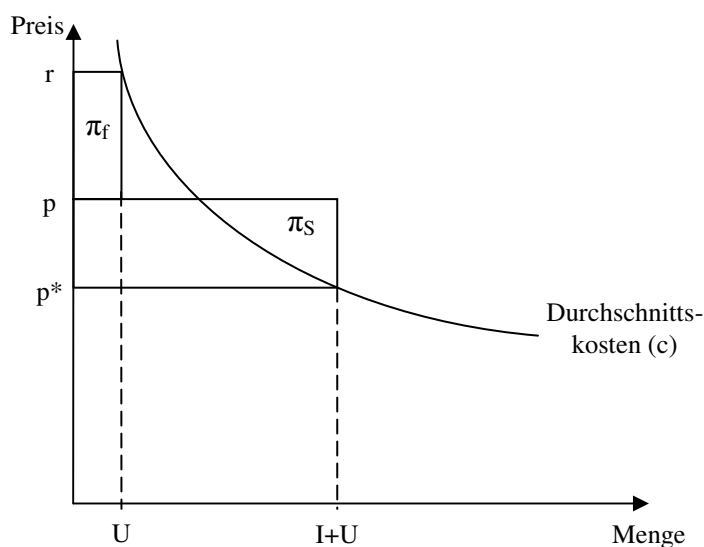
π_s ist der Gewinn, der durch die uninformierten und die informierten Kunden erzielt werden kann. π_s entsteht, wenn Preis p verlangt wird, multipliziert mit der Menge der informierten Kunden und der uninformierten Kunden abzüglich der Durchschnittskosten c , ebenfalls multipliziert mit der Menge der informierten Kunden und der uninformierten Kunden.
 $\pi_s(p) = p(I+U) - c(I+U)$.

π_f ist der Gewinn, den ein Händler allein über die uninformierten Kunden erzielen kann.

π_f entsteht, wenn der Reservationspreis verlangt wird. Der Teil der uninformierten Kunden (U) wird mit dem Preis (p) multipliziert abzüglich der Kosten, multipliziert mit dem Teil der uninformierten Kunden.
 $\pi_f(p) = p(U) - c(U)$.

Die folgende Abbildung verdeutlicht die Gewinne π_s und π_f graphisch.

Abbildung 10: Darstellung der Gewinne



Quelle: VARIAN (1980: 655).

Aus der Abbildung wird ersichtlich, dass die Durchschnittskosten bei steigender abgesetzter Menge abnehmen.

$$\frac{c(I+U)}{I+U} < \frac{c(U)}{U} \quad (\text{F 3.3})$$

Für einen Preis, der mit einer Wahrscheinlichkeit größer Null gesetzt wird, folgt, dass die ökonomischen Profite für π_s zuzüglich π_f multipliziert mit den entsprechenden Eintrittswahrscheinlichkeiten bzw. Gegenwahrscheinlichkeiten Null sind.

Für $f(p) > 0$

$$\pi_s(p)(1-F(p))^{n-1} + \pi_f(p)(1-(1-F(p))^{n-1}) = 0 \quad (\text{F 3.4})$$

Nach Umstellung der Gleichung ergibt sich:

$$-\pi_f(p) = (\pi_s(p) - \pi_f(p))(1-F(p))^{n-1} \quad (\text{F 3.5})$$

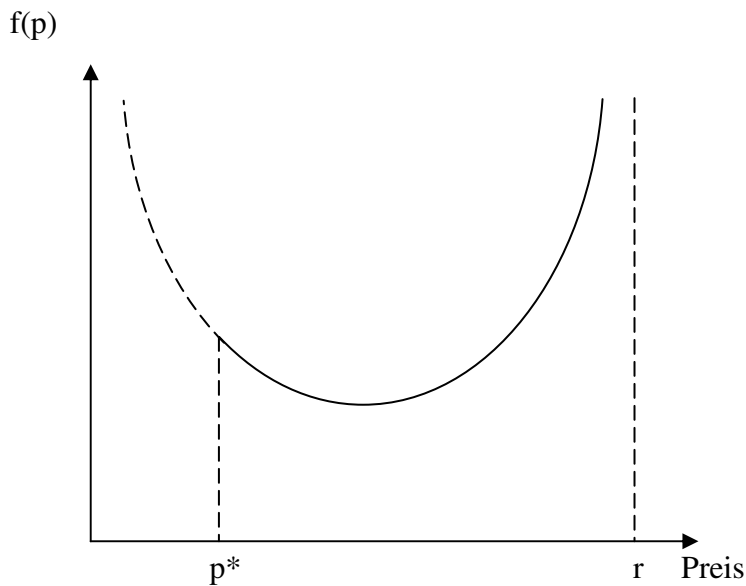
$$(1-F(p))^{n-1} = \frac{\pi_f(p)}{\pi_f(p) - \pi_s(p)} \quad (\text{F 3.6})$$

Bei Grenzkosten von Null und für eine hinreichend große Zahl der Geschäfte (m) folgt, dass für die gleichgewichtige Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion folgender Zusammenhang gilt:

$$F'(p) \equiv f(p) = \frac{1}{p(1-p/r)} \quad (\text{F 3.7})$$

Diese Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Preise (vgl. Abbildung 11) besitzt einen u-förmigen Verlauf. Damit sind die Wahrscheinlichkeiten für hohe Preise (nahe r) und für niedrige (p^*) höher als für Preise, die im Zentrum des zulässigen Preisintervalls liegen.

Abbildung 11: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Preise



Quelle: VARIAN (1980: 656).

Das Modell von VARIAN (1980) erklärt das empirisch zu beobachtende Phänomen wechselnd hoher und niedriger Preise im Einzelhandel und die geringe Korrelation zwischen Einzelhandelspreisen für das gleiche Gut in verschiedenen Geschäften. Die Ungleichheit in der Information der Konsumenten bleibt aufgrund unterschiedlicher Informationskosten über alle Perioden bestehen. VARIAN (1980) sieht daher als Grund für Sonderangebote den unterschiedlichen Informationsstand der Kunden, der Preisdiskriminierung ermöglicht. Er zeigt, dass eine bestimmte Verteilung für Sonderangebote besteht und dass durch diese Wahrscheinlichkeitsverteilung der Sonderangebote kein dauerhafter Lerneffekt zu erzielen ist.

Das Modell von Sobel (1984)

SOBEL (1984) beobachtet, dass Händler ihre Preise im Zeitablauf variieren und dass mit einer gewissen Regelmäßigkeit Sonderangebote auftreten. Diese scheinen nicht vollkommen zufällig zu sein, denn in einigen Situationen senken alle Händler zur selben Zeit ihre Preise auf dasselbe Niveau. SOBEL (1984) entwickelt ein dynamisches Modell zur Erklärung intertemporaler Preisdiskriminierung. Als Marktform geht er dabei von einem Oligopol aus. Die Händler setzen ihre Preise gleichzeitig. Die Annahmen in diesem Modell ermöglichen intertemporale Preisdiskriminierung, da Heterogenität in der Zahlungsbereitschaft der Konsumenten besteht. Alle Kunden (L) sind vollständig informiert und risikoneutral. Es gibt einen Anteil

an Kunden (α) mit hoher Zahlungsbereitschaft (V_H) ohne Abschlagsfaktor (β) und einen Anteil an Kunden ($1 - \alpha$) mit niedriger Zahlungsbereitschaft (V_L) mit einem Abschlagsfaktor³⁸ (β) zwischen 1 und 0. Es existiert eine feste Zahl von Händlern m . Pro Geschäft gibt es insgesamt L/m Kunden in jeder Periode, von denen jeder höchstens eine Einheit des Produktes kauft. Wenn ein Kunde das Produkt gekauft hat, geht er nicht wieder in ein Geschäft. Es wird ein regelmäßiger Zustrom neuer Konsumenten unterstellt. Des Weiteren wird angenommen, dass ein Konsument, der nicht gekauft hat, im Geschäft bleibt, unabhängig vom Zeitpunkt, zu dem er das Geschäft betreten hat. Dadurch kann sich die Nachfrage der Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft akkumulieren. Die auf der Angebotsseite betrachteten Güter sind unverderblich. Jeder Händler hat konstante Kosten (c). Zur Vereinfachung wird $a = \alpha/m$ gesetzt, der Anteil der geschäftstreuen Kunden in jedem Geschäft. Dabei wird Symmetrie über alle Geschäfte angenommen.

SOBEL (1984) betrachtet in seinem Modell vier verschiedene Gleichgewichtsstrategien unter der Annahme, dass jeder Händler eine Preisstrategie anwendet. Er unterscheidet dabei zwischen einfachen Strategien, die nur von der unterschiedlichen Zahlungsbereitschaft der Konsumenten abhängen und gemischten Strategien.

Im einfachen Gleichgewicht haben alle Händler den gleichen Anteil an Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft ($a = \alpha/m$). Das Produkt wird daher zu Beginn der Angebotsperiode zu dem hohen Preis angeboten, der der Zahlungsbereitschaft der Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft (V_H) entspricht. Der Anbieter versucht an alle Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft zu verkaufen, sobald sie das Geschäft betreten. Haben alle Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft gekauft, kommt es in der gleichen Angebotsperiode kurzzeitig zu einer Preissenkung, um auch an die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft zu verkaufen. Alle Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft kaufen, sobald es ein Sonderangebot gibt, zu dem günstigsten verfügbaren Preis. Die Anbieter konkurrieren um die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft. Da die einzigen Käufer eines Anbieters seine geschäftstreuen Kunden sind, wenn sein Preis oberhalb der Preise der Konkurrenz liegt, wird er seinen Preis gar nicht senken und stattdessen $p = V_H$ wählen. Daher senken im Gleichgewicht alle Händler zur gleichen Zeit die Preise auf das gleiche Niveau ab. Die Preise werden so lange gesenkt bis die ökonomischen Profite Null sind. Bei einfachen Strategien herrscht ein Gleichgewicht. In diesem Fall verläuft die Preissetzung symmetrisch

³⁸ Preisabschlag, für den die Konsumenten bereit sind auf den Konsum zu verzichten und zu warten bis sie das Produkt günstiger erwerben können.

und alle Händler erwarten die gleichen Preise. Wenn Symmetrie in der Preissetzung vorhanden ist, erwarten die Händler in jedem einfachen Gleichgewicht in jeder Periode einen Umsatz von aV_H . Dies ist der Umsatz, den der Händler in einfachen Strategien durch Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft erzielen kann. Deshalb ist er zwischen allen einfachen symmetrischen Strategien indifferent. Bei einfachen Strategien müsste er ständig Sonderangebote offerieren, um sich auch die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft zu sichern und so höhere Profite zu erzielen. Der Händler wendet eine Strategie an, mit der er den maximalen Gewinn erzielen kann.

Asymmetrie tritt in gemischten Strategien auf, d.h. in Strategien, in denen die Preissetzung einer bestimmten Wahrscheinlichkeitsfunktion folgt. Bei Asymmetrie in der Preissetzung könnte ein Händler seinen Preis etwas niedriger wählen. Sein Profit würde dann steigen, da alle nicht geschäftstreuen Kunden bei ihm kaufen würden.

T ist die Zahl der Perioden seit dem letzten Sonderangebot. T=1 ist die erste Periode, in der ein Anbieter mit positiver Wahrscheinlichkeit ein Sonderangebot offeriert. Wenn ein Händler erwartet, in einer Periode mehr verdienen zu können als aV_H wird er immer ein Sonderangebot anbieten. Da es mehrere Anbieter gibt, müsste demnach jeder Anbieter immer ein Sonderangebot anbieten, da sonst ein Anbieter den Preis um einen kleinen Betrag unterbieten würde und so alle Kunden mit niedriger Zahlungsbereitschaft erhalten würde. p ist der höchste, der in Periode T=1 verlangt werden kann. Wenn alle Händler mit positiver Wahrscheinlichkeit ein Sonderangebot anbieten, ist $p \leq V_L$, d.h. unterhalb der Zahlungsbereitschaft der Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft. Wenn p mit positiver Wahrscheinlichkeit von allen Anbietern verlangt wird, dann wäre es für einen einzelnen Anbieter besser, einen Preis etwas unterhalb von p zu verlangen, um die nicht geschäftstreuen Kunden zu erhalten. Wenn p mit positiver Wahrscheinlichkeit von einem Geschäft gewählt werden würde, würden alle anderen diesen Preis unterbieten und das Geschäft, das p verlangt, würde dann nur Gewinne durch seine geschäftstreuen Kunden in Höhe von ap erhalten und $ap < aV_H$. Daher kann p nicht der höchste Preis sein, der verlangt wird.

Die Händler verfolgen einfache Strategien nur wenn $a = 1$ oder in den ersten Perioden nach einem Sonderangebot, d.h. wenn $T \geq 1$ ist. Danach gehen die Händler zu gemischten Strategien über, in welchen ein Preis $p=V_H$ mit einer positiven Wahrscheinlichkeit gewählt wird und auch Preise unterhalb von V_L mit positiver Wahrscheinlichkeit gesetzt werden. Das Gleichge-

wicht der gemischten Strategie beschreibt den Wettbewerb um die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft. Wie bei VARIAN (1980) finden sich damit auch hier gemischte Strategien wieder. Diese Strategien sind vom niedrigsten Preis abhängig, den ein Händler verlangen kann und immer noch erwarten kann, dass er einen Profit von mindestens aV_H erzielen kann.

$$p_T = aV_H(\alpha + (1-\alpha)T)^{-1} \quad (\text{F 3.8})$$

Wenn $a=1$ ist, d.h. nur Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft für jedes Geschäft existieren, entspricht der in Formel (3.8) dargestellte kleinste Preis V_H . Der Preis p_T sinkt, wenn α sinkt und T weiterhin gleich 1 oder 0 ist. Um immer noch mindestens den gleichen Profit zu erzielen, wie durch die Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft, muss T entsprechend groß sein, d.h. es muss sich genügend Nachfrage akkumulieren, um den gesenkten Preis auszugleichen.

Wenn ein Händler den Preis p verlangt und a Einheiten an seine geschäftstreuen Kunden absetzt und $T*(1-\alpha)$ Einheiten an die nicht geschäftstreuen Kunden absetzt, verdient der Händler $p(a+(1-\alpha)T)$. Der Gewinn $p(a+(1-\alpha)T)$ muss größer sein als aV_H , damit sich das Angebot von Sonderangeboten für den Händler lohnt.

Solange der höchste Preis, den die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft bereit sind zu zahlen, geringer ist als der niedrigste Preis, bei dem der Händler immer noch Gewinne realisiert, werden alle Händler mit der Wahrscheinlichkeit (Prob.=1) den Preis V_H verlangen. Die Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft kaufen folglich in diesen Perioden nicht. Unter der Annahme, dass jedes Geschäft einen gewissen Anteil an geschäftstreuen Kunden besitzt, muss ein Preis erst dann unterhalb von V_L gesetzt werden, wenn sich die Nachfrage der Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft genügend akkumuliert hat, um die Gewinneinbußen aufgrund gesenkter Preise durch zusätzlich abgesetzte Menge zu kompensieren.

Das profitabelste Gleichgewicht bei nicht kooperativem Verhalten besagt, dass, wenn alle Händler den gleichen Preisabschlagsfaktor β verwenden, absolut gesehen der gleiche Profit wie im symmetrischen Gleichgewicht erlangt wird. Bestrafungsstrategien der anderen sind die Begründung dafür, warum einzelne Händler bei symmetrischer Preissetzung nicht abtrünnig werden. Als Bestrafung setzen sonst alle anderen Händler ihren Preis Null. Wenn ein Händler seinen Preis Null setzt, ist die beste Reaktion der anderen auch ihren Preis gleich Null zu setzen. Dadurch würde sich eine neue

Gleichgewichtssituation einstellen und mit diesen Abweichungen vom alten Gleichgewicht könnten Gewinne maximiert werden.

Wenn alle Händler den gleichen Preisabschlagsfaktor verwenden, existiert ein Gleichgewicht, in dem absolut gesehen der gleiche Profit wie im Monopol erlangt wird. Dies gilt unter der Annahme vollständiger Information der Konsumenten. Um diesen Profit zu erzielen, müssen sich alle Händler gleich verhalten, d.h. sie müssen alle den gleichen Preis fordern und den Preis alle gleichzeitig herabsetzen. Dies ist nur beim Vorhandensein von sogenannten Bestrafungsstrategien der Händler in einem kollusiven Oligopol möglich. Andere Oligopolstrategien, wie die von Stackelberg oder Cournot sind nicht kooperativ bzw. kollusiv. Bei Cournot wird die Reaktion der Konkurrenten als gegeben angesehen. Darüber existieren jedoch keine Absprachen (CARLTON UND PERLOFF, 2000: 164). In dem Oligopolmodell von Stackelberg reagiert ein Händler vor den anderen (CARLTON UND PERLOFF, 2000: 176). Bei SOBEL (1984) reagieren die Händler alle zeitgleich. Solange in kollusiven Oligopolen jedoch die Bestrafung für regelwidriges Verhalten extrem ist, wird diese nicht zur Anwendung kommen, da sich alle Händler an die Vereinbarungen halten. Nur bei unvollständiger Information werden Strafen zum Einsatz kommen, da hier die Wahrscheinlichkeit besteht, dass mindestens ein Händler die Absprache bricht, um einen Vorteil zu erlangen.

Das Modell von Pesendorfer (2002)

PESENDORFER (2002) beschreibt intertemporale Nachfrageeffekte durch das Auftreten von Sonderangeboten. Er analysiert die Nachfrageakkumulation der Konsumenten mit geringer Zahlungsbereitschaft und baut damit auf dem Modell von SOBEL (1984) auf. PESENDORFER (2002) legt folgende Annahmen zugrunde. Die Agenten auf dem Markt sind vollständig informiert und risikoneutral. Die Konsumenten werden in zwei Gruppen unterteilt, zum einen in den Anteil der Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft (α) und der Zahlungsbereitschaft (V_H) und zum anderen in den Anteil der Kunden mit niedriger Zahlungsbereitschaft ($1 - \alpha$) und der Zahlungsbereitschaft (V_L). Letztere werden nochmals in geschäftstreue und nicht geschäftstreue Kunden (Shopper) aufgeteilt. Der Einzelhändler kann aufgrund zu hoher Kosten keine Produkte einlagern. c ist der Großhandelspreis des Händlers und stellt damit seine Kosten dar.

Bei PESENDORFER (2002) steht eine zyklische Preisbildung mit einer Nachfrageakkumulation im Mittelpunkt. Sie kann durch die Wirkung intertemporaler Preisbildung für einzelne Produkte erklärt werden.

m ist die Anzahl der Geschäfte. Wenn der Preis oberhalb der Zahlungsbereitschaft V_L liegt, entspricht die Nachfrage in jedem Geschäft α/m .

T_k ist die Zahl der Perioden seit dem letzten Sonderangebot in Geschäft k . Die Nachfrage (D) des Geschäftes k während eines Sonderangebotes, wenn der Preis V_L nicht übersteigt, wird durch folgende Gleichung bestimmt:

$$D = \underbrace{\frac{\alpha}{m} + (1 - \alpha) \frac{\gamma}{m} T_k}_{\text{geschäftstreu}} + \underbrace{(1 - \alpha)(1 - \gamma) \min(T_1, T_2, \dots, T_m)}_{\text{nicht geschäftstreu}} \tag{F 3.9}$$

α/m ist der Anteil an geschäftstreuen Kunden, die zu hohen Preisen kaufen. α liegt dabei zwischen 0 und 1. Diejenigen Kunden, die zu niedrigen Preisen kaufen, werden mit $1 - \alpha$ beschrieben. γ/m ist der Anteil der geschäftstreuen Kunden mit niedriger Zahlungsbereitschaft. Die Händler konkurrieren um den Anteil der nicht geschäftstreuen Kunden.

PESENDORFER (2002) unterstellt, dass Einzelhandelsstrategien von der Zahl der Perioden seit dem letzten Sonderangebot (T_1, T_2, \dots, T_m) und vom jeweiligen Großhandelspreis abhängen. Er betrachtet zwei Ecklösungen.

In der ersten Situation gibt es keine Shopper. Der Händler kann sich wie ein Monopolist verhalten, da jedes Geschäft seinen festen Anteil an Kunden besitzt. Der Preis entspricht der Zahlungsbereitschaft der Kunden mit hoher Zahlungsbereitschaft (V_H). Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft warten auf ein Sonderangebot. Sie kaufen, sobald der Produktpreis auf einen Betrag kleiner/gleich ihrer Zahlungsbereitschaft gesenkt wird. Dies ist ein zyklischer Vorgang, der sich wiederholt, sobald das Produkt wieder zum Normalpreis angeboten wird. Das bedeutet, dass sich die Nachfrage akkumuliert.

In der zweiten Situation existieren keine geschäftstreuen Kunden. Es liegt somit vollständiger Wettbewerb vor. Preise sind entweder Sonderangebote oder Normalpreise. Strategisches Verhalten der Kunden wird nicht berücksichtigt. Das bedeutet, dass ein Kunde bei einem Sonderangebot kauft und nicht ein eventuell besseres Sonderangebot abwartet. Eine steigende Zahl von Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft erhöht die Wahrscheinlichkeit von Sonderangeboten. Günstigere Preise durch den Großhandel erhöhen ebenfalls die Wahrscheinlichkeit für Sonderangebote. Die Begründung liegt darin, dass bei einer konstanten Anzahl von Shoppers pro Periode ein Anstieg der Zahl vorhandener Händler sich äquivalent zu einem Rückgang der geschäftstreuen Kunden pro Geschäft verhält. Das bedeutet, dass Geschäfte, die günstigere Großhandelspreise zahlen eher ein Sonderangebot anbieten, ebenso wie Geschäfte, die über geringere Anteile an geschäftstreuen Kunden verfügen. Die zweite Situation bei PESENDORFER (2002) charakterisiert ein symmetrisches Gleichgewicht. Übersteigt die Zahl der Händler jedoch zwei, existieren auch asymmetrische Gleichgewichte. In asymmetrischen Gleichgewichten kann es auch Händler geben, die niemals Sonderangebote anbieten. Die oben beschriebenen Situationen stellen die Sonderangebotsentscheidung in zwei Extremfällen dar. Zusammenfassend kann festgestellt werden, dass ein Preiszyklus aus einer langen Periode mit hohen Preisen und einer kurzen Periode mit Preisreduzierung besteht, die nach der Preisreduktion wieder von neuem beginnt.

Die Ein-Produkt-Modelle zeigen im Wesentlichen Preisdiskriminierung aufgrund unterschiedlicher Eigenschaften der Konsumenten. Dazu gehören Unterschiede in der Zahlungsbereitschaft, im Informationsstand und in den Lagerhaltungskosten des Konsumenten. Des Weiteren spielen Konkurrenzbeziehungen zwischen den Anbietern, Lagerhaltungskosten der Unternehmen und Unsicherheit über die Nachfrage seitens der Händler eine entscheidende Rolle für das Entstehen von Sonderangeboten.

3.2.1.2 Mehr-Produkt-Modelle

Um dem Einzelhandel als Mehrproduktunternehmen gerecht zu werden, sind die Ein-Produkt-Modelle im Laufe der Zeit weiterentwickelt worden. Bei Betrachtung mehrerer Produkte gleichzeitig wird auch die Einbeziehung von Güterbündeln möglich. HESS UND GERSTNER (1987) und LAL UND MATUTES (1994) beschäftigt die Frage nach dem Angebot von Lockartikeln. Um die Allgemeinkosten des Handels zu decken, müssen andere Produkte mit einem Preisaufschlag versehen werden. Das gesamte Güterbündel muss deshalb nicht günstiger sein. Händler hoffen gleichzeitig auf den Verbundverkauf hochprofitabler Impulsgüter. Das bedeutet, dass neben dem Lockartikel noch andere Produkte gekauft werden. Wenn andere Anbieter mit dem Angebot von Lockartikeln nachziehen, sinkt allerdings auch der Gewinn. Hier kann jedoch die Tendenz zum „One-Stop-Shopping“ (HESS UND GERSTNER (1987) und LAL UND MATUTES (1994)) entgegenwirken. Da das Lockangebot Kunden mit niedriger Zahlungsbereitschaft anziehen und Verbundeffekte für den Verkauf anderer Produkte hervorrufen soll, wird nur ein Artikel stark reduziert, statt das allgemeine Preisniveau zu senken. Das Angebot eines Lockartikels beruht daher auf einer Mischkalkulation. Ohne das Angebot von Lockartikeln könnte das Preisniveau insgesamt gesenkt werden, da keine Kosten, die durch Lockartikel entstehen, kompensiert werden müssen. Die Strategie, Lockartikel anzubieten, eignet sich besonders gut für den Lebensmitteleinzelhandel, da, solange die Produkte verderblich sind, nachfolgende Käufe nicht durch umfangreiche Bevorratung verhindert werden. Dadurch wird ein Carry-over-Effekt folglich ebenfalls verhindert (vgl. Kap. 3.1). HESS UND GERSTNER (1987) und LAL UND MATUTES (1994) nehmen an, dass pro Periode nur ein Geschäft besucht wird und dass es pro Geschäft nur einen Lockartikel gibt. Diesen Annahmen sind in der Realität für ein Mehrproduktunternehmen nicht haltbar.

Auch BLISS (1988) untersucht die Frage nach dem Angebot von Lockartikeln. Er geht davon aus, dass ein einzelnes Geschäft für jedes Produkt einen gewissen Preisaufschlag verlangt, um geringere oder keine Preisaufschläge auf Lockartikel und damit geringere Einnahmen zu kompensieren.

Ein weiterer Grund für die Entstehung von Sonderangeboten ist erhöhter Wettbewerb, der durch saisonale Einflussfaktoren oder geringe Zahlungsbereitschaft der Konsumenten entsteht. Da Wettbewerb die Anzahl der Kunden in jedem Geschäft reduziert, kommt es unter erhöhten Wettbewerbsbedingungen eher zu Sonderangeboten, um einen Verlust an Kunden zu verhindern. Ein Monopolist muss nur deshalb Sonderangebote offe-

rieren, um auch Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft zeitweilig zu erreichen. WARNER UND BARSKY (1995) entwickeln in diesem Zusammenhang ein Modell, in dem der Preis den Grenzkosten des Händlers zuzüglich der Transportkosten pro Einheit für den Konsumenten entspricht. Die theoretischen Modelle von HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) und HOSKEN UND REIFFEN (2001) beziehen mehrere Produkte ein. HOSKEN UND REIFFEN (2001) stellen die Theorie auf, dass Wechselbeziehungen zwischen dem Sonderangebotsverhalten verderblicher und nichtverderblicher Produkte bestehen. RICHARDS (2006) untersucht zeitweilige Preissenkungen im Handel als Mehrproduktunternehmen. Er stellt dabei ein Modell auf, dass die Komplementarität von Sonderangebotshöhe und -breite bestimmt. Die theoretischen Modelle von WARNER UND BARSKY (1995), HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) werden im Folgenden ausführlich erklärt, da sich hieraus Hypothesen für die vorliegende Arbeit ableiten lassen.

Das Modell von Warner und Barsky (1995)

WARNER UND BARSKY (1995) erklären in ihrem Modell steigende Verkaufszahlen an Wochenenden und in Zeiten unmittelbar vor Feiertagen. In Anlehnung an ein Modell von SALOP (1979) stellen WARNER UND BARSKY (1995) verschiedene Annahmen auf. So ist eine feste Anzahl an Geschäften, die angenommen auf einem Kreis angeordnet ist, in gleichen Abständen voneinander entfernt. L ist die absolute Kundenanzahl, die sich gleich verteilt neben zwei Geschäften befindet. Es wird zwar nur ein Produkt erworben, aber jeder Konsument kauft davon y Einheiten pro Periode.³⁹ Geschäfte können zusätzliche Einheiten zu Grenzkosten von c bereitstellen. Geschäft 1 konkurriert mit seinem benachbarten Geschäft (Geschäft 2) um Konsumenten. Wenn Symmetrie bei der Preissetzung herrscht, ist nur die Entscheidung relevant, in welchem Geschäft ein Konsument kauft.

³⁹ Da das Modell nur ein Produkt betrachtet ist es formal ein Ein-Produkt-Modell. Hier wird es jedoch zu den Mehr-Produkt-Modellen gezählt, da es inhaltlich die auftretenden Skaleneffekte beim Großeinkauf betrachtet und davon auszugehen ist, dass dieser einen ganzen Warenkorb umfasst.

Formel 3.10 zeigt, dass ein Konsument bei seiner Geschäftswahl indifferent ist, wenn er sich in der Mitte der beiden Geschäfte am Ort z befindet.

$$p_1 y + (z)tc = p_2 y + (1-z)tc \quad (\text{F 3.10})$$

p_1 ist der Preis in Geschäft 1 und p_2 in Geschäft 2. In Formel 3.10 stellen tc die absoluten Transport- und Transaktionskosten des Konsumenten dar, die entsprechend mit dem Ort bzw. der Entfernung zu den Geschäften multipliziert wird. Ein Konsument, der in seiner Geschäftsauswahl indifferent ist, ist an folgendem Ort z^* lokalisiert:

$$z^* = \frac{\frac{1}{2} + y}{2tc(p_1 - p_2)} \quad (\text{F 3.11})$$

Die Nachfragekurve richtet sich nach den Preisen, die von den Transaktionskosten abhängen und der nachgefragten Menge, die sich durch die Zahl der Käufer ergibt. Die Nachfragekurve für Geschäft 1 ist demnach $2z^*L$, wenn die Kunden betrachtet werden, deren Distanz zu Geschäft 1 z^* beträgt.

Geschäft 1 maximiert seinen Profit bei gegebenem Preis seines Nachbarn. In einer symmetrischen Situation kommt es zu einem symmetrischen Bertrand Gleichgewicht, in dem der Preis den Grenzkosten des Händlers zuzüglich der Transportkosten pro Einheit für den Konsumenten entspricht. Dies ist in Formel 3.12 dargestellt.

$$p = c + \frac{tc}{y} \quad (\text{F 3.12})$$

Der absolute Preisaufschlag im Gleichgewicht ist damit $p-c$. Dies ist das Verhältnis zwischen den Transportkosten bzw. den Kosten, die entstehen, um das Geschäft zu erreichen und der Zahl der gekauften Produkte pro Konsument.

Aufgrund steigender Skaleneffekte beim Einkauf sind Konsumenten eher bereit, hohe Transport- und Suchkosten auf sich zu nehmen, wenn sie eine größere Zahl an Produkten erwerben wollen. Sobald das Verhältnis von Transaktionskosten zu gekauften Produkteinheiten sinkt, werden im Gegenzug wiederum höhere Transaktionskosten in Kauf genommen. Dadurch steigt die Wettbewerbsintensität dann, wenn mehr Zeit zum Einkauf zur Verfügung steht und Großeinkäufe geplant sind. Steigender Wettbewerb und eine höhere Nachfrageelastizität führen dann zu geringeren Preisaufschlägen der Händler.

Vor Feiertagen, wie Weihnachten und Ostern steigt die Nachfrage, da Vollzeitbeschäftigte mehr Zeit zum Einkaufen haben, aber auch an Feiertagen

gen mehr gekocht und gegessen wird. Konsumenten, für die es sich bei kleineren Einkäufen nicht lohnt, längere Wege und erhöhte Suchkosten in Kauf zu nehmen, ändern dieses Verhalten bei Großeinkäufen. Daraus lassen sich für die vorliegende Arbeit verschiedene Hypothesen bezüglich der Feiertage Ostern und Weihnachten ableiten. In der jeweiligen Woche vor Feiertagen sinken aus genannten Gründen die Margen, die der Händler auf seine Produkte aufschlägt. Daraus kann sowohl eine größere Anzahl von Produkten, die Sonderangebote sind als auch eine steigende Höhe der einzelnen Preisreduktionen abgeleitet werden. Daraus ergibt sich die folgende Hypothese.

Sonderangebotshöhe und -breite und Umsatz steigen in der Woche vor Feiertagen.

Das Modell von Hosken und Reiffen (2001)

HOSKEN UND REIFFEN (2001) unterscheiden zwischen verderblichen (v) und nichtverderblichen Produkten (nv), wobei das nichtverderbliche vom Konsumenten gelagert werden kann. Bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) existieren zwei Wettbewerber (Geschäft 1 und 2) und zwei Konsumententypen, geschäftstreue Konsumenten (α) mit hoher Zahlungsbereitschaft (V_H) und nicht geschäftstreue Konsumenten ($1 - \alpha$) mit niedriger Zahlungsbereitschaft (V_L). Diese Einteilung übernehmen HOSKEN UND REIFFEN (2001) von SOBEL (1984).

Im Folgenden werden zuerst die Kaufentscheidungen der Konsumenten und anschließend die Preissetzung der beiden Händler beschrieben. Die Unterschiede in der Zahlungsbereitschaft resultieren laut Annahme von HOSKEN UND REIFFEN (2001) aus den unterschiedlichen Lagerhaltungskosten der Konsumenten. Die Autoren gehen davon aus, dass beispielsweise Konserven von jedem Konsumenten gelagert werden könnten. Der Kunde mit hoher Zahlungsbereitschaft weist hohe Opportunitätskosten der Lagerung auf und entscheidet sich daher gegen die Lagerung des Produktes. Das verderbliche Produkt kann nicht eingelagert werden, d.h. es muss zu dem Zeitpunkt gekauft werden, an dem es auch konsumiert werden soll. Des Weiteren können nur so viele Einheiten gekauft werden, wie auch in dieser Periode konsumiert werden. Von jedem der beiden Produkte (v, nv) wird in jeder Periode eine Einheit konsumiert.⁴⁰ Die Zahlungsbereitschaft für das nichtverderbliche Gut ist $V_{H,nv}$ bzw. $V_{L,nv}$, für das verderbliche Gut unterscheidet sich die Zahlungsbereitschaft V_v der geschäftstreuen Konsumenten

⁴⁰ Aufgrund dieser Annahme bestehen die folgenden verschiedenen Kaufentscheidungen des Konsumenten nur theoretisch. Der Fall, dass das verderbliche Produkt nicht gekauft wird, tritt nicht ein.

und der Shopper nicht voneinander. Zeitweilige Sonderangebote ermöglichen Preisdiskriminierung zwischen den zwei verschiedenen Konsumententypen. Transaktionskosten (tc) werden berechnet, indem angenommen wird, dass sich beide Händler an den entgegengesetzten Enden einer Straße befinden. Wenn ein Konsument sich auf $\frac{1}{4}$ des Weges befindet, sind seine Transaktionskosten zu dem einen Händler $tc/4$ und zu dem anderen Händler $3tc/4$. Diese Annahme bewirkt, dass keiner der Händler einen Marktanteil von Null an Shoppern erhält. Die Zahlungsbereitschaft wird als Differenz zwischen Preis und Kosten des Händlers für das einzelne Produkt angenommen. Dadurch können die Kosten des Händlers zur Vereinfachung auf Null gesetzt werden.

Für geschäftstreue Konsumenten gibt es in jeder Periode vier Entscheidungskombinationen. Transaktionskosten werden hier nicht berücksichtigt, da die Entscheidung für ein Geschäft bereits gefallen ist.

1. Liegt sowohl der Preis für das nichtverderbliche Gut (p_{nv}) als auch für das verderbliche Gut (p_v) oberhalb der Zahlungsbereitschaft, wird nichts gekauft.
2. Wenn der Preis des verderblichen Gutes unterhalb oder gleich seiner Zahlungsbereitschaft ist, wird nur das verderbliche Gut gekauft.
3. Wenn der Preis des nichtverderblichen Gutes unterhalb oder gleich der Zahlungsbereitschaft ist, wird nur das nichtverderbliche Gut gekauft.
4. Ist der Preis für beide Produkte unterhalb oder gleich der Zahlungsbereitschaft, werden beide Güter gekauft.

Für nicht geschäftstreue Konsumenten existieren dagegen fünf Entscheidungen in jeder Periode. Bei den nicht geschäftstreuen Konsumenten werden die Transaktionskosten (tc) mit berücksichtigt. Sie werden pro Entscheidung einmal berechnet, da die Wahl der ersten Einkaufsstätte, wie bei den geschäftstreuen Kunden vorher gefallen ist und ein Geschäft auf jeden Fall aufgesucht werden muss. Die Kaufentscheidungen für zwei Güter sind bei einem nicht geschäftstreuen Kunden voneinander abhängig, weil dieser möglichst beide Produkte im gleichen Geschäft kaufen will, um Transaktionskosten zu vermeiden. Die Transaktionskosten müssen jeweils zum Preis des Produktes im anderen Geschäft hinzugerechnet werden. Die ersten vier Entscheidungskombinationen decken sich mit denen des geschäftstreuen Kunden. Die fünfte Situation ist die des Geschäftswechsels. Der Geschäftswechsel beschreibt den Kauf der beiden Produkte in zwei unterschiedlichen Geschäften. Diese Situation tritt ein, solange die Trans-

aktionskosten unterhalb der Preisersparnis liegen, die sich durch den Erwerb der Produkte in unterschiedlichen Geschäften ergibt.

Bei geschäftstreuen Kunden lohnt es sich für den Händler, immer einen Preis gleich der Zahlungsbereitschaft des Kunden zu fordern. Der Grund für niedrigere Preise liegt darin, nicht geschäftstreue Kunden anzuziehen. Unter der Annahme, dass der Konsument genügend Einheiten des nichtverderblichen Produkts einlagert, um Vorräte bis zum nächsten Sonderangebot anzulegen oder seine verbrauchten Einheiten seines Vorrates ersetzt, ist $T-1$ die Zahl der Perioden seit dem letzten Verkauf als Sonderangebot. Der Händler nimmt an, dass der nicht geschäftstreue Kunde pro Periode eine Einheit aus seinen Vorräten konsumiert. Da der Konsument mit geringer Zahlungsbereitschaft demnach auf ein Sonderangebot des nichtverderblichen Produktes warten kann, richtet sich seine Entscheidung, welches Geschäft er aufsucht, nach dem Preis des verderblichen Gutes. Der Anteil geschäftstreuer Kunden ist für beide Geschäfte gleich. Damit ist der Anteil geschäftstreuer Kunden in jedem Geschäft $\alpha/2$.

Für den Fall, dass der Preis für das verderbliche Gut in beiden Geschäften (1,2) unterhalb oder gleich der Zahlungsbereitschaft der Shopper abzüglich der Transaktionskosten liegt, d.h. $p_v^{1,2} < V_{L,v} - tc$ und für die geschäftstreuen Kunden $V_{L,nv} < p_{nv}^{1,2} \leq V_{H,nv}$ liegt, erwirbt der geschäftstreue Kunde beide Produkte, der nicht geschäftstreue Kunde nur das verderbliche Produkt. Geschäft 1 realisiert dann die folgenden Erlöse:

$$\Pi_1 = \frac{\alpha}{2}(p_v^1 + p_{nv}^1) + (1 - \alpha)X_\mu p_v^1 \quad (\text{F 3.13})$$

Die Formel 3.13 zeigt, dass der Anteil der geschäftstreuen Kunden in Geschäft 1 sowohl das verderbliche als auch das nichtverderbliche Gut kauft. Die nicht geschäftstreuen Kunden erwerben nur das verderbliche Produkt.

$$X_\mu = \frac{1}{2} + \frac{(p_v^2 - p_v^1)}{2tc} \quad (\text{F 3.14})$$

In Formel 3.14 beschreibt X_μ den Anteil an Konsumenten, der bei beiden Händlern die gleiche Konsumentenrente erzielt. Je höher der Preis für das verderbliche Gut in Geschäft 1 im Gegensatz zu Geschäft 2 ist, desto kleiner wird der Bruch in Gleichung 3.14 und desto weniger nicht geschäftstreue Kunden erhält Geschäft 1.

Für den Fall, dass $p_{nv}^1 < V_v$ und $p_{nv} < V_L$ und $(V_v - p_v) + T(V_{L,nv} - p_{nv}) > tc$, d.h. die Zahlungsbereitschaft des Shoppers jeweils oberhalb der Preise liegt und die Preisersparnis des Shoppers folglich größer ist als seine Transaktionskosten, erwirbt dieser beide Produkte. Nun realisiert Geschäft 1 folgende Erlöse:

$$\Pi_1 = \frac{\alpha}{2}(p_v^1 + p_{nv}^1) + (1 - \alpha)X_\mu[p_v^1 + Tp_{nv}^1] \quad (\text{F 3.15})$$

Die Erlöse ergeben sich durch die Preise multipliziert mit dem Anteil der geschäftstreuen Konsumenten, zuzüglich der Preise multipliziert mit dem Anteil der nicht geschäftstreuen Kunden. Der Preis des nichtverderblichen Gutes wird dabei zusätzlich mit T, der Anzahl der Perioden seit dem letzten Sonderangebot multipliziert, da dies die Menge ist, die der einzelne nicht geschäftstreue Kunde von dem nichtverderblichen Gut kauft. Durch die Berücksichtigung von T in der Erlösfunktion, ergibt sich die Frage, wie sich Preise über die Zeit verändern.

Hierzu wird nun die Preissetzung der Händler für verschiedene potentielle Gleichgewichtssituationen näher betrachtet. Die Betrachtung der Gewinne erfolgt in verschiedenen potentiellen Gleichgewichtssituationen. Für die Preissetzung jedes Händlers ergeben sich vier mögliche Konstellationen:

1. Beide Händler bieten keine Sonderangebote an.
2. Beide Händler bieten sowohl das nichtverderbliche als auch das verderbliche Gut als Sonderangebot an, so dass die Ersparnis des Shoppers größer ist als die Hälfte seiner Transaktionskosten. Die Hälfte der Transaktionskosten wird angesetzt, da dies die Kosten sind, die ein nicht geschäftstreuer Konsument höchstens haben kann, um eines der beiden Geschäfte zu erreichen, unabhängig davon, an welchem Ort er sich befindet.
3. Händler 1 bietet das verderbliche Produkt als Sonderangebot an $p_v < V_v$ und das nichtverderbliche nicht $p_{nv} > V_{L, nv}$. Händler 2 bietet das verderbliche Gut ebenfalls als Sonderangebot an, zu einem Preis, der unterhalb der Zahlungsbereitschaft des Shoppers liegt, abzüglich der Hälfte der Transaktionskosten $p_v < V_v - tc/2$. Die Hälfte der Transaktionskosten wird wiederum angesetzt, da dies die Kosten sind, die ein nicht geschäftstreuer Konsument höchstens haben kann, um eines der beiden Geschäfte zu erreichen, unabhängig davon, an welchem Ort er sich befindet. Das nichtverderbliche Gut bietet Händler 2 wie Händler 1 nicht als Sonderangebot an $p_{nv} > V_{L, nv}$.

4. Es existiert eine gemischte Strategie, in der jeder Händler mit einer Wahrscheinlichkeit zwischen 0 und 1 den Preis für das nicht-verderbliche Gut als Sonderangebot setzt.

Im ersten Fall weisen beide Händler keine Sonderangebote aus. Solange der Preis für das nichtverderbliche Gut größer ist als der Reservationspreis der Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft $p_{nv} > V_L$ werden die Profite maximiert, wenn $p_{nv} = V_H$. Der Anteil der nicht geschäftstreuen Kunden ist dann X_μ für den einen Händler und $1 - X_\mu$ für den anderen. Da beide Händler kein Sonderangebot offerieren, ist der Anteil an nicht geschäftstreuen Konsumenten $X_\mu = 1/2$ für jeden der beiden Händler. Die Maximierung der Profite wird durch die Ableitung der Erlösfunktion (vgl. Formel 3.7) nach dem Preis des verderblichen Produktes bestimmt, da ohne Sonderangebote nur dieses vom Konsumenten mit geringer Zahlungsbereitschaft erworben wird:

$$\frac{\partial \Pi_1}{\partial p_v^1} = \frac{\alpha}{2} + (1 - \alpha) \left[X_\mu + p_v^1 \frac{\partial X_\mu}{\partial p_v^1} \right] = \frac{\alpha}{2} + (1 - \alpha) \left(\frac{1}{2} + \frac{p_v^2 - 2p_v^1}{2tc} \right) \quad (\text{F 3.16})$$

Ohne Sonderangebote erzielt der Händler durch die geschäftstreuen Kunden die höchsten Preise. Aufgrund der Wettbewerbssituation entsteht allerdings die Tendenz, Sonderangebote zu offerieren und so auch die Shopper anzuziehen. Es zeigt sich, dass $p_v^1 = V_v$ weniger profitabel ist als $p_v^1 = V_v - \varepsilon^{41}$ und $p_{nv}^1 = V_H$ solange $\alpha < 1$, d.h. solange es Shopper gibt, durch die die Gewinne erhöht werden könnten. Dies entspricht dem Beweis von VARIAN (1980). Wenn ein Händler seinen Preis für das verderbliche Gut minimal unterhalb der Preise der Konkurrenz senkt, erhält dieser alle Shopper und könnte so seine Gewinne erhöhen.

Im zweiten Fall bieten beide Händler das verderbliche und das nichtverderbliche Gut als Sonderangebot an. Der Anteil der nicht geschäftstreuen Kunden ist dann für Händler 1 wiederum X_μ und für Händler 2 entsprechend $1 - X_\mu$.

$$X_\mu = \frac{1}{2} + \frac{T(p_{nv}^2 - p_{nv}^1) + p_v^2 - p_v^1}{2tc} \quad (\text{F 3.17})$$

Wenn beide Händler den gleichen Preis verlangen ist wiederum $X_\mu = 1/2$.

In dieser Situation kaufen sowohl die geschäftstreuen Kunden als auch die Shopper beide Produkte. Die Shopper bevorraten sich mit dem nichtverderblichen Produkt.

⁴¹ ε ist ein fester Betrag, der entweder einen geringen Preisabschlag oder einen Preisaufschlag darstellen kann.

Im dritten Fall bietet Händler 1 das verderbliche Produkt als Sonderangebot an und das nichtverderbliche nicht. Die Preisersparnis auf das verderbliche Produkt ist so groß, so dass insgesamt die Preisersparnis für den nicht geschäftstreuen Konsumenten größer ist als seine Transaktionskosten, die $(V_v - p_v) + T(V_{L,nv} - p_{nv}) > tc$.

Händler 2 bietet das verderbliche Gut ebenfalls als Sonderangebot an, aber zu einem Preis, der unterhalb der Zahlungsbereitschaft des Shoppers abzüglich seiner Transaktionskosten liegt. Das nichtverderbliche Gut bietet er nicht als Sonderangebot an. Dann erzielt Händler 1 Gewinne gemäß Formel 3.15, da er sowohl das verderbliche als auch das nichtverderbliche Gut an die Shopper verkaufen kann. Händler 2 erzielt Gewinne gemäß Gleichung 3.13, da er nur das verderbliche Gut an die Shopper verkaufen kann, nicht aber das nichtverderbliche. Der Anteil der nicht geschäftstreuen Kunden ist wiederum für Händler 1 wiederum X_μ und für Händler 2 entsprechend $1 - X_\mu$. In diesem Fall ergibt sich der Anteil an nicht geschäftstreuen Kunden aus:

$$X_\mu = \frac{1}{2} + \frac{T(V_{L,nv} - p_{nv}^1) + p_v^2 - p_v^1}{2tc} \quad (\text{F 3.18})$$

Unter Berücksichtigung der Transportkosten sowohl für das verderbliche Produkt als auch für das nichtverderbliche Produkt lassen sich hieraus für beide Händler Gleichgewichtspreise ableiten. Die genauen Ableitungen sind dem Anhang zu entnehmen (vgl. Anhang S.218).

Solange ein Händler durch ein Sonderangebot für das nichtverderbliche Gut erreichen kann, dieses auch an Shopper zu verkaufen, existieren keine einfachen Gleichgewichtsstrategien wie beschrieben, d.h. es werden gemischte Strategien angewendet.

Daher wird im vierten Fall eine gemischte Strategie betrachtet. Beide Händler setzen mit einer Wahrscheinlichkeit R den Preis für das nichtverderbliche Gut als Sonderangebot und dementsprechend mit einer Wahrscheinlichkeit von $1 - R$ nicht als Sonderangebot.

Mit der Wahrscheinlichkeit R setzt jeder Händler den Preis des verderblichen Gutes gleich der Zahlungsbereitschaft des verderblichen Gutes $p_v = V_v$. Dann ergibt sich für p_{nv} ein Sonderangebot mit der folgenden Wahrscheinlichkeit:

$$\begin{aligned}
 p_{nv} = & \frac{(2-R)(1+R)T}{(2-R)(1+R)T^2 - R(1-R)} \\
 & \times \left[\frac{tc}{(2-R)(1-\alpha)T} \left(\frac{1-R}{1+R} + \frac{\alpha+T-T_\gamma}{T} \right) \right. \\
 & \left. + \frac{(1-R)V_{L,nv}}{2-R} + \frac{\beta}{T} \left(\frac{R(1-R)}{(2-R)(1+R)} - 1 \right) \right] \quad (\text{F 3.19})
 \end{aligned}$$

Mit der Wahrscheinlichkeit $1 - R$ setzt der Händler $p_{nv} = V_H$, d.h. kein Sonderangebot. Der Preis für ein Sonderangebot des verderblichen Gutes ergibt sich mit folgender Wahrscheinlichkeit:

$$p_v = \frac{R(1-R)V_{L,nv}}{T[(2-R)(1+R)T - R(1-R)]} + \frac{tc}{1-\alpha} \left[\frac{2T + R\alpha(1-T)}{(2-R)(1+R)T^2 - R(1-R)T} \right] \quad (\text{F 3.20})$$

Aus dem theoretischen Modell lassen sich nun drei Hypothesen ableiten, die im Folgenden erläutert werden. Es wird davon ausgegangen, dass gemischte Strategien zur Anwendung kommen.

Es ist für einen Händler nicht gewinnbringend, Preise zwischen den Zahlungsbereitschaften anzubieten, da ein nichtgeschäftstreuer Konsument mit geringer Zahlungsbereitschaft dann gar nicht kauft und die Zahlungsbereitschaft des geschäftstreuen Konsumenten nicht voll ausgeschöpft wird. Folglich wird ein Händler nicht beide Produkte als Sonderangebot anbieten, da es ausreicht, einen Preis zu senken, um die nicht geschäftstreuen Kunden anzuziehen. Für das nichtverderbliche Gut ist die Zahlungsbereitschaft der Shopper geringer als die der geschäftstreuen Kunden, und der Gewinn des Händlers hängt von der Anzahl der verkauften Produkte ab. Solange die Shopper jeweils nur eine Einheit kaufen, verdient ein Händler mehr, wenn er kein Sonderangebot anbietet. Wenn die Shopper sich jedoch bevorraten, kann der Händler zusätzliche Mengeneinheiten absetzen und so seine Gewinne erhöhen. Die Zahlungsbereitschaft des Shoppers lässt sich intuitiv in zwei Teile zerlegen, zum einen seine tatsächliche Zahlungsbereitschaft und zum anderen seine Opportunitätskosten des Wartens. Addiert ergeben diese beiden Teile die Zahlungsbereitschaft V_L . Des Weiteren müssen die Transaktionskosten berücksichtigt werden. Wenn das nichtverderbliche Gut zu einem Preis angeboten wird, der kleiner ist als die Zahlungsbereitschaft des Shoppers abzüglich seiner Opportunitätskosten des

Wartens und seiner Transaktionskosten, ist es niemals gewinnmaximierend, wenn auch das verderbliche Gut zu einem Preis kleiner der Zahlungsbereitschaft V_v für dieses Gut angeboten wird. Solange die Zahlungsbereitschaft für das nichtverderbliche Produkt oberhalb des Preises liegt und von dem nichtverderblichen Gut mehr als eine Einheit gekauft wird, ist es für den Händler profitabler das nichtverderbliche Produkt als das verderbliche als Sonderangebot anzubieten. Dieser Sachverhalt lässt sich wie folgt erklären: Ein Preisanstieg ε für das verderbliche Produkt, begleitet von einer Preissenkung ε des nichtverderblichen Produktes lässt im Verhältnis zu seiner gekauften Stückzahl zu, dass vom geschäftstreuen Kunden ein möglichst großer Anteil seiner Zahlungsbereitschaft abgeschöpft werden kann. Im Gegenzug wird die Ersparnis der Shopper, da sie mehr als eine Einheit des nichtverderblichen Produktes kaufen, aber insgesamt nicht gesenkt. Deshalb dominiert ein Sonderangebot zwei Sonderangebote. Sonderangebote werden damit für die verschiedenen Produkte nicht zeitgleich im selben Geschäft angeboten. Hieraus ergibt sich die erste Hypothese.⁴²

Preisschwankungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten sind innerhalb eines Geschäftes negativ korreliert.

Die Händler haben einen Anreiz, ihre Preise nur so weit zu senken, wie nötig ist, um Shopper anzuziehen. Es liegt im Interesse der Händler trotz Sonderangeboten einen möglichst großen Anteil der Zahlungsbereitschaft von den geschäftstreuen Kunden abzuschöpfen. Der Preis des nichtverderblichen Gutes muss so stark gesenkt werden, dass nicht nur die Zahlungsbereitschaft der Shopper, sondern auch die Opportunitätskosten des Wartens mit berücksichtigt werden. Wenn sowohl das verderbliche Gut als auch das nichtverderbliche Gut im Angebot sind, und der Preis für das nichtverderbliche Gut nur unterhalb der Zahlungsbereitschaft des Shoppers ohne die Berücksichtigung seiner Opportunitätskosten des Wartens liegt, wird der Gewinn geschmälert, weil nur eine Einheit von jedem Produkt gekauft wird. Der Preis des nichtverderblichen Gutes muss folglich so weit gesenkt werden, dass Zahlungsbereitschaft und Opportunitätskosten des Wartens berücksichtigt werden, damit mehr als eine Einheit des nichtverderblichen Gutes gekauft wird. Daraus ergibt sich die zweite Hypothese:

Preisschwankungen bei Sonderangeboten für nichtverderbliche Produkte sind höher als bei verderblichen Produkten.

⁴² Diese Hypothese gilt unter der Annahme, dass pro Periode nur ein Händler aufgesucht wird (HOSKEN UND REIFFEN, 2006) und davon ausgegangen wird, dass die Kosten des Geschäftswechsels für die Shopper zu hoch sind und sich daher finanziell nicht lohnen.

Der Profit eines Händlers hängt davon ab, wie viele Einheiten des nichtverderblichen Produktes der Shopper kauft. Dieser kauft umso mehr, je länger die Dauer seit dem letzten Sonderangebot ist. HOSKEN UND REIFFEN (2006) nehmen an, dass die maximale Zahlungsbereitschaft des Shoppers steigt, je geringer sein Vorrat ist, da seine Opportunitätskosten des Wartens steigen. Damit steigt V_L . Je häufiger ein Sonderangebot bei nichtverderblichen Produkten offeriert wird, desto kleiner ist der Teil der Opportunitätskosten des Wartens und desto kleiner ist V_L . Deshalb unterbreitet ein Händler nur selten Sonderangebote des nichtverderblichen Produktes. Bei verderblichen Produkten existiert kein Anreiz zu warten, um ein Sonderangebot anzubieten, da diese ja nicht gelagert werden können. Aufgrund der negativen Korrelation von Sonderangeboten nach der Theorie kann es in jeder Periode, in der es kein Sonderangebot des nichtverderblichen Produktes gibt, ein Sonderangebot des verderblichen Produktes geben. Folgende dritte Hypothese lässt sich daraus ableiten:

Sonderangebote bei verderblichen Produkten sind häufiger als bei nichtverderblichen Produkten.

Das Modell von Richards (2006)

RICHARDS (2006) beschreibt, dass sich die Gründe für Sonderangebote, die verschiedene Autoren anführen, auf drei Kernbereiche stützen, die Marktstruktur, das Unternehmerverhalten und das Konsumentenverhalten.

Bei RICHARDS (2006) kommt es zum Ausschluss intertemporaler Preisdiskriminierung, und Lagerhaltung. Nach RICHARDS (2006) sind diese Aspekte bei der Betrachtung von Lebensmitteln, die verderbliche Güter sind, nicht anwendbar. Der Autor sieht bei verderblichen Produkten nicht die Notwendigkeit, mehrere Perioden in das Modell mit einzubeziehen und damit ein dynamisches Modell zu schätzen, da verderbliche Produkte regelmäßig in kleinen Abständen gekauft werden. RICHARDS (2006) entwickelt ein statisches Modell, das er auf dem Modell von PESENDORFER (2002) aufbaut. Neben dem Ausschluss von Lagerhaltung und intertemporaler Preisdiskriminierung werden noch weitere Annahmen getroffen. So wird sowohl die Zahl der Kunden als auch die Zahl der Produkte als fix vorausgesetzt. Daneben wird angenommen, dass alle Konsumenten immer einen vollständigen Warenkorb kaufen. Dies bedeutet, dass die Nachfrage dem Anteil der Kunden multipliziert mit der Zahl der Produkte entspricht. Weiterhin existieren zwei Konsumententypen. Zum einen der Anteil der geschäftstreuen Konsumenten (α), die eine hohe Zahlungsbereitschaft (V_H) aufweisen und jeweils in ihrem Stammgeschäft einkaufen. Die Zahl der

Konsumenten wird auf 1 normiert. Damit liegt α als Anteil der geschäftstreuen Kunden zwischen 0 und 1. Es gibt m Geschäfte und jedes Geschäft (j) erhält den gleichen Anteil an geschäftstreuen Kunden und somit in Höhe von α_j/m . Zum anderen gibt es den Anteil der so genannten Shopper ($1 - \alpha$), die jeweils in dem Geschäft mit dem günstigsten Warenkorb einkaufen. Sofern der Preis (p_i) unter ihrer Zahlungsbereitschaft (V_H) liegt, erwerben diese, alle Produkte. Die Händler konkurrieren um die Zahl der Shopper. Eine weitere Annahme ist das so genannte One-Stop-Shopping, dass aufgrund der Ausnutzung von positiven Skaleneffekten auftritt (WARNER UND BARSKY, 1995). Ein Geschäftswechsel würde zusätzliche Transaktionskosten verursachen. Alle Produkte (n) können entweder als Sonderangebote (n_1) oder zum Normalpreis (n_2) angeboten werden. Die Nachfrage ist vollkommen unelastisch. Die Händler haben Kosten in Form von Großhandelspreisen (c), die zufällig sind. Die einzelne Sonderangebotsentscheidung hängt nicht direkt von den Großhandelspreisen ab. Einzelne Großhandelspreise können über den Verkaufspreisen liegen, so dass das Angebot von Lockartikeln möglich ist. Insgesamt sind die Gewinne über alle Produkte in jeder Periode positiv. Die Gewinne des Händlers können damit auch nicht Null sein. RICHARDS (2006) stellt heraus, dass der nicht geschäftstreue Konsument einen möglichst günstigen Preis für seinen gesamten Warenkorb anstrebt. Sofern keine Sonderangebote vorliegen, kaufen alle geschäftstreuen Kunden zum Normalpreis. Je mehr Sonderangebote ein Geschäft anbietet, desto eher bietet dieses den günstigsten Warenkorb an und erhält alle nicht geschäftstreuen Kunden. Die geringeren Margen, die durch niedrigere Preise verursacht werden, werden so durch zusätzliche abgesetzte Menge kompensiert. Um sein Modell zu vereinfachen, unterstellt RICHARDS (2006) eine Symmetrie beim Anteil der Konsumenten und der Preise über alle Produkte, d.h. dass alle Preise in jedem Geschäft für jedes Produkt ohne Sonderangebot gleich sind.

Er leitet die folgende Gewinnfunktion in der Sonderangebotssituation her, in der sowohl geschäftstreue Kunden als auch Shopper einkaufen.

$$\pi_j = \sum_{i \in n_{2j}} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(v_{h,ij} - c_{ij}) + \sum_{i \in n_{1j}} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(p_{ij} - c_{ij}) \quad (\text{F 3.21})$$

Alle Shopper kaufen den günstigsten Warenkorb in einem Geschäft. Ab einem bestimmten Anteil an Shoppern im Verhältnis zu den geschäftstreuen Kunden, ist es lohnend, dass der Händler seine Preise weiter senkt, um die gesamte Gruppe der Shopper anzusprechen. Ohne Sonderangebote verkauft ein Händler nur an seine geschäftstreuen Kunden. Die Gewinnfunktion ohne Sonderangebote nur mit geschäftstreuen Kunden lautet dann wie folgt:

$$\pi_j = \sum_{i \in n} (\alpha_j / m)(v_{h,ij} - c_{ij}) \quad (\text{F 3.22})$$

In Anlehnung an VARIAN (1980) zeigt RICHARDS (2006), dass es ohne Absprachen der Händler keine reinen Strategien geben kann, da sonst ein Händler seine Preise oder auch nur einen Preis minimal senken würde und damit alle Shopper in seinem Geschäft einkaufen würden (vgl. Kap. 3.2.1.1).

Daraus geht hervor, dass es gemischte Strategien geben muss. Der erwartete Gewinn muss in beiden Situationen gleich sein.

Ausgehend von einer angenommenen Wahrscheinlichkeitsverteilung über alle Produkte, die bei jedem Unternehmen als Sonderangebot angeboten werden ist der Erwartungswert der Profite mit Sonderangeboten wie folgt definiert:

$$E[p_j] = \left(\sum_{i \in n_{2j}} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(v_{h,ij} - c_{ij}) + \sum_{i \in n_{1j}} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(p_{ij} - c_{ij}) \right) x(1 - F_{-j}(p)) \quad (\text{F 3.23})$$

Der erste Summand enthält den Anteil der geschäftstreuen Kunden zuzüglich aller Shopper multipliziert mit der Zahlungsbereitschaft der Kunden über alle Produkte abzüglich der Großhandelspreise. Der zweite Summand enthält den Anteil der geschäftstreuen Kunden zuzüglich aller Shopper multipliziert mit den Preisen bei Sonderangeboten abzüglich der Großhandelspreise. Die Summe aus beiden wird mit der entsprechenden Wahr-

scheinlichkeitsverteilung multipliziert und ergibt somit die erwarteten Profite des Händlers.

In Formel 3.24 werden für eine gemischte Strategie bei gegebener Preisverteilung die Profite ohne Sonderangebote (F 3.22) und die Profite mit Sonderangeboten (F 3.23) gleichgesetzt. Die Profite mit Sonderangeboten werden mit der entsprechenden Wahrscheinlichkeit, die Shopper zu gewinnen, multipliziert. Diese Profite müssen gleich sein, da sonst ein Händler je nach Situation entweder immer oder nie Sonderangebote offerieren würde.

$$\sum_{i \in n} (\alpha_j / m)(v_{h,ij} - c_{ij}) = \left(\sum_{i \in n_2j} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(v_{h,ij} - c_{ij}) + \sum_{i \in n_1j} (\alpha_j / m + (1 - \alpha_j))(p_{ij} - c_{ij}) \right) x(1 - F_{-j}(p)) \quad (\text{F 3.24})$$

Daraus leitet RICHARDS (2006) zur Bestimmung der Breite von Sonderangeboten die Anzahl der Produkte im Sonderangebot ab. Unter der Annahme, dass die Wahrscheinlichkeit, den niedrigsten Preis anzubieten, Null ist, lässt sich die Zahl der Sonderangebote wie folgt darstellen.

$$n_{1j} = \frac{(n_j(a_j / m) - n_2(a_j / m + (1 - a_j)))(v_{h,j} - c_j)}{(a_j / m + (1 - a_j))(p_j - c_j)} \quad (\text{F 3.25})$$

Formel 3.25 beschreibt die Anzahl von Sonderangeboten als Relation zwischen der Zahlungsbereitschaft bei Sonderangeboten und deren Preisen.

Intuitiv ergibt sich, dass Sonderangebotshöhe und Sonderangebotsbreite Substitute darstellen und dass je mehr Sonderangebote der Einzelhandel anbietet, die Preisreduktionen nur relativ gering sein können, um nicht zu große Einbußen an Margen hinnehmen zu müssen. Das bedeutet, dass ein Händler, um den günstigsten Warenkorb anzubieten, entweder viele Produkte nur geringfügig im Preis senkt oder aber wenige Produkte stark im Preis senkt.

Das Modell von RICHARDS (2006) widerspricht jedoch dieser Intuition. Aus der partiellen Ableitung der Sonderangebotszahl (F 3.26) nach dem Preis ergibt sich, dass Sonderangebotshöhe und –breite Komplemente darstellen. Der Übersicht halber wird der konstante Teil der Gleichung mit k bezeichnet.⁴³

$$\frac{\partial n_j(p_j)}{\partial p_j} = -k * \frac{1}{(p_j - c_j)^2} \quad (\text{F 3.26})$$

Die Veränderung der Sonderangebotsanzahl (n_j) in Abhängigkeit der Veränderung des Sonderangebotspreises (p_j) zeigt:

Wenn der Sonderangebotspreis (p_j) im Nenner steigt, d.h. die Höhe der Sonderangebote sinkt, zeigt das negative Vorzeichen der Ableitung, dass die Anzahl der Sonderangebote sinkt. Umgekehrt heißt dies, dass bei sinkendem Preis und damit steigender Sonderangebotshöhe die Anzahl der Sonderangebote ebenfalls steigt.

Gleiches lässt sich aus der Formel 3.25 für das einzelne Geschäft ersehen. Bei sinkendem Preis, steigt die Relation zwischen Zähler und Nenner (steigende Sonderangebotshöhe, d.h. kleinerer Nenner, bei konstantem Zähler). Der Bruch wird insgesamt größer. Dies ist gleichbedeutend mit einem Anstieg der Zahl der Sonderangebote. Wenn in der umgekehrten Situation der Preis steigt und damit die Sonderangebotshöhe sinkt, wird der Nenner größer und damit die Relation zwischen Zähler und Nenner kleiner. Dies bedeutet eine Verringerung der Sonderangebotszahl.

RICHARDS' (2006) einzige logische Begründung für diese Komplementarität aus dem theoretischen Modell ist die Tendenz eines Händlers, viele Sonderangebote mit hohen Preisabschlägen anzubieten, um den Konsumenten ein günstiges Preisimage zu suggerieren.

⁴³ Es gilt die Bedingung : $c_j < p_j$.

RICHARDS (2006) argumentiert in diesem Zusammenhang, dass gerade bei einer Vielzahl von Sonderangeboten der Kundenverkehr wesentlich gesteigert werden muss, um noch Gewinn zu erzielen. Dies erfordert wiederum hohe Preisabschläge auf die einzelnen Produkte. Die zentrale Hypothese im Modell von RICHARDS (2006) betrifft daher die Intensität von Sonderangeboten, die sich durch das Verhältnis von Sonderangebotshöhe zu ihrer Breite bestimmt. RICHARDS (2006) leitet aus seinem theoretischen Modell ab, dass die Strategie, das gesamte Kundensegment mit geringer Zahlungsbereitschaft zu gewinnen, mit wenigen Lockartikeln nicht erfolgreich umgesetzt werden kann. Zur empirischen Überprüfung dieser wird die folgende Hypothese, die sich aus RICHARDS (2006) theoretischem Modell ableitet, untersucht:

Breite und Höhe von Sonderangeboten verhalten sich komplementär zueinander.

Breite und Höhe von Sonderangeboten erhöhen den Umsatz.

Der Konkurrenzkampf der Anbieter ist ein weiterer wichtiger Aspekt in Bezug auf die Bestimmung von Sonderangebotshöhe und –breite. Die Bedeutung des Konkurrenzverhaltens berücksichtigt auch SOBEL (1984), indem er das Monopol-Modell von CONLISK, GERSTNER ET AL. (1984) auf ein Oligopol erweitert. Für die Anzahl der Produkte leitet RICHARDS (2006) die folgenden Hypothesen ab.

Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.

Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.

Dass Höhe und Breite von Sonderangeboten für die Konkurrenzsituation Komplemente darstellen, ist intuitiv einsehbar, wie RICHARDS (2006) betont. Wenn ein Konkurrent seine Preise erhöht, wird auch der Wettbewerber ebenfalls seine Preise erhöhen. Dadurch sinkt die Zahl der Sonderangebote. Wenn im Gegenzug einer der Konkurrenten seine Preise senkt, müssen die anderen entweder mit mehr Sonderangeboten, höheren Sonderangeboten oder mit beidem reagieren, um konkurrenzfähig zu bleiben. Eine Preissenkung ausschließlich eines einzelnen Anbieters innerhalb einer Gleichgewichtsstrategie würde nach VARIAN (1980) dazu führen, dass alle informierten Kunden zu diesem Anbieter wechseln würden. Daraus lassen sich die folgenden Hypothesen ableiten.

Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.

Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.

Die Hypothesen verdeutlichen, dass RICHARDS (2006) auf der Grundlage seines theoretischen Modells aggressiven Preiskampf zwischen den konkurrierenden Händlern erwartet.

Die Wirkung der Vermarktungskette auf die Setzung von Sonderangeboten wird bei RICHARDS (2006) durch das Einbringen des Großhandelspreises berücksichtigt.⁴⁴ Ein Preis kann weniger stark gesenkt werden, wenn Margen bereits sehr klein sind, da insgesamt positive Gewinne erzielt werden sollen. Daraus leitet sich für die vorliegende Arbeit die folgende Hypothese ab:⁴⁵

Der Großhandelspreis hat einen negativen Einfluss auf die Höhe der Preisreduktion.

Eine weitere Hypothese zum Einfluss der Vermarktungskette lässt sich aus RICHARDS (2006) theoretischem Modell ableiten. RICHARDS (2006) berücksichtigt in seinem Modell zur Anzahl der Sonderangebote den Einfluss der Großhandelspreise auf die Einzelhandelspreise. Formel 3.25 zeigt, dass bei

⁴⁴ Auch WARNER UND BARSKY (1995) bedenken diese, in dem sie die Grenzkosten für jede Produkteinheit in ihr Modell integrieren. Bei steigenden Großhandelskosten und damit steigenden Grenzkosten, werden Preisauflschläge kleiner.

⁴⁵ HOSKEN UND REIFFEN (2001) stellen in Folge ihrer empirischen Untersuchung eine gegensätzliche Hypothese auf. Sie führen aus, dass Änderungen der Einzelhandelspreise eher mit Änderungen der Einzelhandelsmargen einhergehen und weniger mit Änderungen der Großhandelspreise. Diese Hypothese lässt sich jedoch nicht aus dem theoretischen Modell von HOSKEN UND REIFFEN (2001) ableiten.

steigendem Großhandelspreis c der Zähler im Verhältnis zum Nenner schneller wächst, wodurch die Zahl der Sonderangebote ebenfalls steigt. Daraus ergibt sich die folgende Hypothese.

Der Großhandelspreis hat einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.

Obwohl RICHARDS (2006) Sonderangebotshöhe und -breite als Komplemente beschreibt, leitet er aus seinem theoretischen Modell entgegengesetzte Vorzeichen für den Einfluss des Großhandelspreises auf Höhe und Breite ab. RICHARDS (2006: 271f.) betont dabei, dass der negative Zusammenhang zwischen Höhe und Großhandelspreis intuitiv zu erwarten ist, so wie der positive Zusammenhang zwischen Großhandelspreisen und der Anzahl von Sonderangeboten.

Dass auch der Geschäftstyp auf Höhe und Anzahl von Sonderangeboten wirkt, ist aus den für diese Arbeit relevanten theoretischen Modellen nicht direkt abzuleiten. Aus mehreren empirischen Studien wird jedoch ersichtlich, dass der Geschäftstyp bei der Preissetzung in Deutschland eine entscheidende Rolle spielt. RICHARDS (2006) beobachtet für den amerikanischen Markt Unterschiede zwischen Lebensmittelketten. Auf dem deutschen Markt deuten unterschiedliche Vermarktungsstrategien im Lebensmitteleinzelhandel, beispielsweise Dauerniedrigpreisstrategien vs. Hi-Lo-Strategien (vgl. Kap. 2.3) darauf hin, dass je nach Geschäftstyp das Sonderangebotsverhalten variiert. Da Discounter häufig Dauerniedrigpreisstrategien anwenden, sind bei Discountern weniger Sonderangebote zu erwarten als bei den anderen Geschäftstypen. Auch MÖSER (2002) untersucht die betriebstypenspezifische Preisgestaltung. Da die Preise durch die Dauerniedrigpreisstrategien in Discountern generell tief sind, sind auch in der Höhe geringere Sonderangebote zu erwarten als im Vergleich zum Supermarkt. Bei Betrachtung des Kundenverkehrs auf Basis des Umsatzes wird aufgrund des hohen Preisbewusstseins deutscher Konsumenten auch ein Einfluss des Geschäftstyps vermutet. Hier ist beim Discounter ein höherer Umsatz zu erwarten als bei dem Referenzgeschäftstyp, dem Supermarkt. Im Verbrauchermarkt dagegen sind niedrigere Preise zu erwarten als im Supermarkt (VON CRAMON-TAUBADEL UND MÖSCH, 1997: 74). Aus den empirischen Arbeiten für Deutschland ergeben sich Hypothesen, die den Einfluss der verschiedenen Geschäftstypen in Deutschland beschreiben. Diese sind in ihre Bedeutung auf den unterschiedlichen Modellstufen unterteilt. Das bedeutet, dass sowohl ein Einfluss auf die Höhe als auch auf die Breite durch unterschiedliche Geschäftstypen vermutet wird.

Unterschiedliche Geschäftstypen haben einen signifikanten Einfluss auf die Höhe und die Anzahl von Sonderangeboten.

In engem Zusammenhang zu dem Einfluss unterschiedlicher Geschäftstypen steht auch der Einfluss der Sortimentstiefe, der je nach Geschäftstyp variiert. Basierend auf dem theoretischen Modell von RICHARDS (2006) verhält sich die Beziehung zwischen der Anzahl der Produkte und der Sonderangebotshöhe negativ. Bei größerer Produktpalette sind demnach geringere Preisabschläge zu erwarten. Ein breites Sortiment hingegen erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Sonderangebots, da dieses mehr Möglichkeiten bietet, niedrigere Margen durch Preisabschläge zu kompensieren. Dadurch sind bei großem Sortiment mehr Sonderangebote zu erwarten. Diese Ableitung RICHARDS' (2006) widerspricht wie bereits die für die Großhandelspreise seiner Hauptaussage, der Komplementarität zwischen Sonderangebotshöhe- und breite. Danach wären gleichgerichtete Vorzeichen der exogenen Variablen zu erwarten. Dennoch leitet RICHARDS (2006: 271f.) diese unterschiedlichen Einflüsse der Produktanzahl für die erste und zweite Stufe seines empirischen Modells ab.

Die Anzahl der Produkte hat einen negativen Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote.

Die Anzahl der Produkte hat einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.

3.2.1.3 Diskussion der ausgewählten theoretischen Modelle

In den drei ausführlich vorgestellten Ein-Produkt-Modellen und den drei Mehr-Produkt-Modellen sind fünf Aspekte von besonderer Bedeutung. Dazu gehören:

- die Bestimmung einer Wahrscheinlichkeitsfunktion für die Setzung von Sonderangeboten,
- die Aufteilung der Konsumenten in geschäftstreue und nicht geschäftstreue Kunden,
- die Marktform,
- die Anzahl der berücksichtigten Produkte,
- die Eigenschaften der Produkte, die bei Verderb ein statisches Modell und bei Nichtverderb ein dynamisches Modell erfordern.

Stärken und Schwächen der Modelle

VARIAN (1980) ist der erste Autor, der eine Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Preissetzung bestimmt. Die Idee dieser Wahrscheinlichkeitsverteilung ist eine Stärke im Modell von VARIAN (1980) und wird sowohl in den nachfolgenden Ein-Produkt-Modellen von SOBEL (1984) und PESENDORFER (2002), als auch in den Mehr-Produkt-Modellen von HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) für Sonderangebote aufgegriffen und genutzt. Da VARIAN (1980) zeigt, dass die meisten Preise entweder sehr hoch oder mit deutlichem Abschlag gewählt werden und dazwischen Preise nur selten gesetzt werden, kann mit Hilfe des Modells die Wahrscheinlichkeit zur Setzung von Sonderangeboten errechnet werden. Mit Ausnahme des Modells von WARNER UND BARSKY (1995) wird in allen vorgestellten Modellen eine Aufteilung zwischen geschäftstreuen und nicht geschäftstreuen Kunden und deren unterschiedliche Zahlungsbereitschaft vorgenommen. Dies ist eine Annahme, die auch in neueren Modellen Beachtung findet, da sie im Hinblick auf die reale Situation plausibel erscheint. Zu VARIAN (1980) lassen sich hier Parallelen ziehen. Auch er berücksichtigt unterschiedliche Zahlungsbereitschaft der Konsumenten, führt dies allerdings auf den unterschiedlichen Informationsgrad der Konsumenten zurück. Da informierte Kunden immer im günstigsten Geschäft kaufen und jedes Geschäft einen festen Anteil an uninformierten Kunden besitzt, gibt es implizit geschäftstreue Konsumenten und Shopper.

Die Berücksichtigung des Lebensmitteleinzelhandels als Oligopol entspricht, wie bereits in Kap. 2.4.1 erläutert, am ehesten der Realität im deutschen Lebensmitteleinzelhandel.

Die Schwäche aller Ein-Produkt-Modelle ist die Betrachtung nur eines Produktes, da Kaufentscheidungen für verschiedene Produkte als separat angesehen werden, diese sich in der Realität aber gegenseitig beeinflussen. Händler verkaufen mehrere Produkte. Gerade diese Eigenschaft ist für den Handel als typisches Mehrproduktunternehmen von besonderer Bedeutung. Die Schwäche der Ein-Produkt-Modelle wird damit zur Stärke der Mehr-Produkt-Modelle, die mit der Erweiterung auf mehrere Produkte der Situation im Lebensmitteleinzelhandel Rechnung tragen.

Probleme bzw. Schwächen speziell bei VARIAN (1980) sind, dass der Autor strenge Annahmen in seinem Modell trifft. Es zeigt sich, dass diese in der Realität nicht haltbar sind. Konkret bedeutet dies, dass z.B. gleiche Grenzkosten und Menükosten⁴⁶ von Null nicht für alle Händler vorausgesetzt werden können. Dadurch, dass VARIAN (1980) ein statisches Modell betrachtet und Lagerhaltung sowie einen Lerneffekt ausschließt, kann intertemporale Preisdiskriminierung nicht berücksichtigt werden.

Dieses Problem greift SOBEL (1984) auf und entwickelt daher ein dynamisches Modell, das in der Lage ist, Nachfrageakkumulation und intertemporale Preisdiskriminierung zu erklären. Ein Nachteil bei SOBEL (1984) ist die Modellannahme, dass der Kunde nur eine Einheit des Gutes kauft. Diese Annahme ist für Nahrungsmittel ungeeignet, da Bevorratung dadurch vorab ausgeschlossen wird.

Diesem Aspekt widmet sich PESENDORFER (2002), der ebenfalls intertemporale Nachfrageeffekte betrachtet. PESENDORFER (2002) kann eine Nachfrageakkumulation nachweisen, was die Notwendigkeit, mehrere Perioden zu untersuchen, bestätigt. Die Annahme von SOBEL (1984), dass ein Kunde ein Produkt kauft und dann das Geschäft für immer verlässt, kann damit gelockert werden. PESENDORFER (2002) weist zwar darauf hin, dass sein Ein-Produkt-Modell auf mehrere Produkte erweitert werden kann, betont aber gleichzeitig, dass die Entscheidung eines Sonderangebotes für ein einzelnes Produkt von der Zusammensetzung des Bedarfs derjenigen Konsumenten abhängt, die auf niedrigem Preisniveau konsumieren. Dieser Bedarf ist jedoch unbekannt.

Das Mehr-Produkt-Modell von WARNER UND BARSKY (1995) vereinfacht die Preissetzung im Lebensmitteleinzelhandel sehr stark. Im Hinblick auf

⁴⁶ Menükosten sind Kosten, die für ein Unternehmen im Zuge von Preisänderungen anfallen (GABLER, 1993).

die Fragestellung nach erhöhtem Auftreten von Sonderangeboten an Feiertagen scheint es jedoch plausibel. Schwächen des Modells sind allerdings die fehlenden Differenzierungsmöglichkeiten sowohl zwischen verschiedenen Produkten, wenn das Modell auf mehrere Produkte erweitert wird, als auch zwischen verschiedenen Konsumententypen.

In ihrem Mehr-Produkt-Modell berücksichtigen die Autoren durch die Untersuchung eines verderblichen und eines nichtverderblichen Produktes den Einfluss der unterschiedlichen Eigenschaften der Produkte und ihre Wirkungsweise bei der Sonderangebotssetzung im Lebensmitteleinzelhandel. Eine Schwachstelle des Modells zeigt sich in der Übertragung auf den multiplen Fall. Das Modell berücksichtigt nur zwei Produkte und nicht den Einbezug eines ganzen Warenkorbes. Ein weiteres Problem für die Umsetzung des Modells sind die nicht klar definierten Abgrenzungskriterien zur Einteilung von verderblichen und nichtverderblichen Produkten, die das Modell jedoch grundlegend beeinflussen.

Formal ist das Modell von RICHARDS (2006) ein statisches Modell, das vom Autor selbst als Verallgemeinerung des Modells von PESENDORFER (2002) bezeichnet wird. Sein theoretisches Modell, das RICHARDS (2006) für Sonderangebote bei verderblichen Produkten entwickelt, geht von Wettbewerb unter Mehrproduktunternehmen aus. RICHARDS (2006) beschränkt sich in seinen Untersuchungen nur auf verderbliche Produkte, weshalb Lagerhaltung und damit intertemporale Preisdiskriminierung nicht möglich ist. Dabei vernachlässigt RICHARDS (2006) den Einfluss von verderblichen und nichtverderblichen Produkten bei der Sonderangebotssetzung. Die Zusammenstellung von verderblichen und nichtverderblichen Produkten ist als ein Charakteristikum des Lebensmitteleinzelhandels jedoch von besonderer Bedeutung, wie auch HOSKEN UND REIFFEN (2001) feststellen.

3.2.2 Empirische Studien

Mikroökonomische Modelle sind seit Anfang der 90er Jahre mit Hilfe von Scannerdaten umfassend empirisch getestet worden. Ausgewählte empirische Ergebnisse werden zusammengefasst vorgestellt. Es werden auch viele Untersuchungen über den deutschen Lebensmitteleinzelhandel vorgestellt, da in dieser Arbeit ebenfalls der deutsche Markt Untersuchungsgegenstand ist und damit im Vordergrund steht. In einigen dieser Studien werden geschäftstypabhängige Unterschiede in der Preissetzung herausgestellt, die auch in dieser Arbeit analysiert werden.

Tabelle 9: Mikroökonomische empirische Studien

Autor	Untersuchungsgegenstand
PASHIGAN UND BOWEN (1991a)	Preisdiskriminierung, Unsicherheit über die Nachfrage Preise für Modeprodukte von 1947-1988, USA. Regressionsanalyse
VILLAS-BOAS (1995)	Vergleich mit der theoretischen Verteilung nach VARIAN (1980) Kaffee und Salzgebäck, 1985-1987, Kansas City Schätzung der Dichtefunktion einzelner Marken
WARNER UND BARSKY (1995)	Preissenkungen zu Feiertagen und Ferienzeiten 8 Güter in Supermärkten von 1987 bis 1988, Michigan Regressionsanalyse
MESSINGER UND NARASIMHAN (1997)	Erklärung des „one-stop-shopping“ Lebensmittelgeschäftsdaten von 1961-1986, USA. Regressionsanalyse
AGUIRREGABIRIA (1999)	Bedeutung von Lagerhaltungskosten Preisdaten des Handels von 1990 bis 1992, USA Methode zur Schätzung von Wahlmöglichkeiten
CHEVALIER, KASHYAP ET AL. (2000)	Untersuchung zyklischer Preissetzung Groß- und Einzelhandelspreise über 7,5 Jahre einer großen Supermarktkette in Chicago Regressionsanalyse
HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000)	Häufigkeit von Sonderangeboten, Einzelhandelspreise von 20 Kategorien von Gütern aus 30 Städten in USA Regressionsanalyse
KROLL (2000)	Einfluss von verkaufsfördernden Maßnahmen auf den Absatz von Sonderpreisaktionen Regressionsanalyse

3. Zur Theorie von Sonderangeboten

MACDONALD (2000)	Einflussfaktoren saisonaler Nachfrageschwankungen Scannerdaten aus Supermärkten von AC Nielsen von 1989-1994, USA Regressionsanalyse
HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001)	Intertemporale Preisbildung und Wirkung von Sonderangeboten
HOSKEN UND REIFFEN (2001)	Unterschiede in der Preissetzung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten Preise für Erdnussbutter und Margarine von AC Nielsen, 1985-1987, Springfield, Sioux Falls Regressionsanalysen mit Indikatorvariablen
HERRMANN UND MÖSER (2002)	Variable oder starre Preise im Lebensmitteleinzelhandel; Einfluss von Sonderaktionen auf Preisvariabilität
MÖSER (2002)	Analyse intertemporaler Aspekte bei der Preisbildung im LEH und empirische Evidenz von Preiselastizitäten und Sonderangeboten im LEH, 20 Frühstücksprodukte Regressionsanalyse
PESENDORFER (2002)	Intertemporale Preisbildung, Ketchup Produkte in Supermärkten von 1986-1988 Springfield, Missouri Regressionsanalyse
VOSS UND SEIDERS (2003)	Variation von Preisaktionsstrategien zwischen Einzelhändlern, Scannerdaten aus 38 Geschäften innerhalb 11 Sektoren über 3 Monate, USA Hierarchische lineare Regressionsanalyse
RICHARDS (2006)	Ermittlung der Intensität von Sonderangeboten (Höhe und Anzahl) Obstprodukte der 4 größten Ketten in Los Angeles von 1998-1999 3-stufiges-Modell: Tobit-Modell, Poisson-Modell, log-lineares Modell
LOY UND WEAVER (2006)	Auswirkungen von Sonderangeboten auf die Preise eines Warenkorbes, Frischeprodukte, 1995-2000 in Deutschland Fehlerkorrekturmodell

Quelle: Eigene Darstellung.

VILLAS-BOAS (1995) bezieht sich in seinen empirischen Untersuchungen bezüglich des Auftretens von Sonderangeboten auf das Modell von VARIAN (1980). Der Autor testet eine theoretisch spezifizierte Dichtefunktion der Preisverteilung für die Produkte Kaffee und Salzgebäck. Im ersten Schritt schätzt VILLAS-BOAS (1995) die Dichtefunktion jeder Marke. Anschließend erfolgt ein Vergleich der Schätzergebnisse mit der theoretischen Verteilung angelehnt an VARIAN (1980). Dafür werden Intervalle in Abhängigkeit der Zeit gebildet. VILLAS-BOAS (1995) Hypothese lautet dabei: Die beobach-

teten Preise stammen aus der theoretischen Verteilung. Die Ergebnisse zeigen, dass diese Hypothese für wichtige Marken nicht abgelehnt werden kann. Generell kann die Preisverteilung für einige Märkte, vor allem diejenigen, die starke Marken haben, mit der theoretischen Verteilung übereinstimmen.

MESSINGER UND NARASIMHAN (1997) untersuchen in ihrem Modell Lagerhaltungstechnologien und –kosten für den Konsumenten als Erklärung der Tendenz zum One-Stop-Shopping. Sie sehen einen Zielkonflikt zwischen Zeitersparnis und Einkaufsbequemlichkeit auf der einen Seite und Produktpreisen auf der anderen Seite. Je höher Opportunitätskosten der Konsumenten sind, umso eher wird One-Stop-Shopping praktiziert. AGUIREGABIRIA (1999) thematisiert die Bedeutung von Lagerhaltungskosten für den Händler. Der Autor zeigt empirisch, dass Lagerhaltung einen wesentlichen Grund für Sonderangebote darstellt und für Preisvariabilität über die Zeit verantwortlich ist. Die Menükosten spielen eher eine untergeordnete Rolle. AGUIREGABIRIA (1999) stellt eine signifikante Asymmetrie der Menükosten fest. Nur ein Drittel der Menükosten entstehen im Zusammenhang mit Preisreduktionen, zwei Drittel dagegen werden für Preiserhöhungen verwendet.

Bei vielen Modellen ist der Zeitpunkt des Einsatzes von Sonderangeboten in Bezug auf saisonale Nachfragemuster entscheidend. Die Modehypothese von PASHIGAN UND BOWEN (1991b) besagt, dass sehr unterschiedliche und saisonabhängige Produkte häufiger zu Sonderangeboten werden oder es auch häufiger zu Ausverkäufen kommt. Dies können die Autoren durch ihre Untersuchungen empirisch bestätigen. Eine empirische Untermauerung des Modells von LAL UND MATUTES (1994) vollzieht sich in der Bewerbung und Wirksamkeit der Lockartikel bei WARNER UND BARSKY (1995). WARNER UND BARSKY (1995) stellen fest, dass in Zeiten hoher Nachfrage durch das Angebot von Lockartikeln Verbundvorteile entstehen. Sie können auch empirisch zeigen, dass Sonderangebote in Zeiten hoher Nachfrage besonders häufig auftreten. Auch CHEVALIER, KASHYAP ET AL. (2000) beschäftigt sich empirisch mit den Auswirkungen für Preise während Nachfragespitzen. Auch er findet mehr Sonderangebote in saisonalen Spitzenzeiten, in denen die Händlermargen sinken. Im Gegensatz zu WARNER UND BARSKY (1995) zeigt Chevalier (2000) jedoch, dass die Nachfrageelastizität während Spitzenzeiten steigt. Das bedeutet, dass Konsumenten in diesen Zeiten stärker auf Preisänderungen reagieren. Im Gegensatz zur Theorie von WARNER UND BARSKY (1995), dass sich die Kosten der Konsumenten auf mehr Produkte aufteilen und Konsumenten dadurch insgesamt in ihrer Nachfrage unelastischer sind, könnte eine er-

höhte Nachfrageelastizität auf mehr investierte Zeit zurückzuführen sein. Anhand eines Scannerdatensatzes zeigt MACDONALD (2000) die Existenz saisonaler Nachfrageschwankungen. Preise schwanken antizyklisch. Sie fallen bei saisonal bedingten Nachfragespitzen. Produktpreise sind während Nachfragespitzen von der Marktkonzentration abhängig. Die Preise sinken, wenn der Konkurrenzkampf der Anbieter wächst. Produktpreise sinken ebenfalls, wenn Produkte in Spitzenzeiten stark beworben werden. Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass auf dem betrachteten Markt die Bedingungen für vollständigen Wettbewerb nicht gelten, da sonst ohne exogene Schocks mit zunehmender Nachfrage auch die Preise steigen müssten. Oligopolistische Modelle sind daher eher geeignet, die tatsächlichen Marktsituationen abzubilden. HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) beschreiben ebenfalls, dass Sonderangebote in Zeiten hoher Nachfrage besonders häufig auftreten, z. B. zu Festtagen. In Anlehnung an LAL UND MATUTES (1994) stellen HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) fest, dass Sonderangebotsaktionen umso häufiger auftreten, je größer der Marktanteil der einzelnen Produkte ist. Dieser resultiert aus der Anzahl der Käufer. Haben Produkte hohe Käuferzahlen locken sie die Kunden eher an als Produkte mit ohnehin geringer Käuferzahl. Damit dokumentieren HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2000) unterschiedliche Präferenzen der Konsumenten für verschiedene Produkte.

SLADE (1998) testet den Einfluss von Preisen im betrachteten Geschäft und in Konkurrenzgeschäften auf die gekaufte Menge bei Sonderangeboten. Preise zeigen einen signifikanten Einfluss auf die Menge. Je teurer das Gut in der laufenden Periode und der Vorperiode ist, desto weniger wird gekauft. Hohe Preise konkurrierender Händler wirken erhöhend auf die abverkaufte Menge bei Sonderangeboten im betrachteten Geschäft. Bei steigendem Einkommen der Kunden geht zudem die Zahl der Sonderangebotsabverkäufe zurück. Die Ergebnisse zeigen die starke Abhängigkeit anderer Preise auf die verkauften Sonderangebotsmengen.

HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001) analysieren intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel und die Wirkung von Sonderangeboten als absatzsteigerndes Instrument auf dem deutschen Markt. Die Autoren verwenden Daten der Madakom, wie sie auch für diese Arbeit vorliegen. Durch die Messung der Häufigkeit von Sonderangeboten leiten die Autoren deren hohe Bedeutung für den Lebensmitteleinzelhandel ab. Die Wirkungsweise von Sonderangeboten kann anhand von Nachfrageelastizitäten näher spezifiziert werden. In diesem Zusammenhang untersuchen HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001) die Änderung der Nachfrageelastizitäten, wenn Sonderangebote offeriert werden. Ihre Untersuchungen betreffen den Markt für Frühstücksprodukte. Die Betrachtung weiterer Produkte könnte

bei ähnlichen Ergebnissen die Aussagekraft von sich verändernden Elastizitäten bei Sonderangeboten bestätigen und somit deren Bedeutung für den gesamten Lebensmitteleinzelhandel stärker hervorheben. HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001) können zeigen, dass beim Anbieten von Sonderangeboten der Absatz steigt.

Auch KROLL (2000) analysiert den deutschen Markt. Sie befasst sich mit Markenartikeln auf dem Cerealienmarkt und berücksichtigt dabei das Instrument des Sonderangebotes. Um den verschiedenen Geschäftstypen auf dem deutschen Markt Rechnung zu tragen, berücksichtigt KROLL (2000) diese in ihren Berechnungen getrennt voneinander. Dieser Aspekt wird in der vorliegenden Arbeit aufgegriffen, indem mit Hilfe von Dummy-Variablen im empirischen Modell geschäftsspezifische Unterschiede identifiziert werden. Die Studie von KROLL (2000) zeigt, dass neuere Marken stärkere relative Absatzsteigerungen durch Verkaufsförderung erzielen können als bereits etablierte Marken. Außerdem zeigt die Autorin, dass es sich beim Cerealienmarkt um einen Markt handelt, bei dem Konsumenten im Vergleich zu anderen Märkten wenig sensibel auf Verkaufsförderung reagieren.

MÖSER (2002) thematisiert intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel bezogen auf eine Produktpalette von 20 Frühstücksprodukten. In diesem Zusammenhang befasst sie sich auch mit Sonderangeboten. Sie geht von einer Mischkalkulation bei der Preissetzung im Handel aus, da zwischen den verschiedenen Geschäften deutliche Preisunterschiede bestehen. Zudem findet sie signifikante Unterschiede zwischen den verschiedenen Geschäftstypen in der Preissetzung. Die Autorin zeigt in ihrer Studie, wie HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001) bereits zuvor, dass Sonderangebote durch die Häufigkeit ihres Auftretens im Lebensmitteleinzelhandel eine hohe Bedeutung haben. Die Untersuchung von Absatzeffekten infolge von Preisaktionen variiert je nach Lagerfähigkeit des Produktes stark. Wogegen ein lagerfähiges Produkt, wie Kaffee fast nur als Sonderangebot von den Konsumenten gekauft wird, konnte bei Frischprodukten wie Milch keine signifikante Preisabhängigkeit des Kaufes festgestellt werden.

HERRMANN UND MÖSER (2002) untersuchen in einer weiteren Studie die Preisvariabilität. Sie kommen zu dem Schluss, dass es für die Händler gewinnbringend sein kann, intertemporale Preisänderungen in Form von Sonderangeboten vorzunehmen. Sonderangebote sind in der Lage erhebliche Mengeneffekte herbeizuführen. Die Autoren finden einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Zahl der Preisaktionen für ein Produkt und seiner Preisstabilität, der zwischen verschiedenen Handelsunternehmen zudem stark variiert.

PESENDORFER (2002) stellt wie SLADE (1998) eine Abhängigkeit der Nachfrage von vorangegangenen Preisen und Preisen in anderen Supermärkten fest. Die Preise haben bei kleinem Preisniveau signifikanten Einfluss auf die Nachfrage. Die Effekte voriger Preise derselben Produkte im selben Supermarkt sind höher, wenn die aktuellen Preise niedrig sind. Dies kann mit der höheren Preissensitivität derjenigen Kunden erklärt werden, die bei niedrigem Preisniveau kaufen. Auch hier lassen sich Parallelen zum von SLADE (1998) berücksichtigten Einkommen ziehen, denn bei steigendem Einkommen geht die Nachfrage nach Sonderangeboten zurück. Daraus ergeben sich bei PESENDORFER (2002) weitere Schlussfolgerungen bezüglich der Entstehung von Sonderangeboten. Konsumenten, die bei niedrigen Preisen verstärkt nachfragen, wechseln eher regelmäßig die Einkaufsstätte. Bezüglich der Kosten der Produkte stellt PESENDORFER (2002) fest, dass die jeweiligen Großhandelspreise unregelmäßig schwanken. Aufgrund dessen und wegen des geringen Korrelationskoeffizienten zwischen Preisen der verschiedenen Handelsketten leitet PESENDORFER (2002) ab, dass die Großhandelspreise zur Erklärung der Einzelhandelspreise nur einen geringen Erklärungsbeitrag leisten können. Damit berücksichtigt der Autor auch den Aspekt des Einflusses von Kosten und Preisen auf Sonderangebote. Als weiteren Aspekt untersucht PESENDORFER (2002) intertemporale Nachfrageeffekte durch das Auftreten von Sonderangeboten in Form von Nachfrageakkumulation. Er untersucht dabei den Markt für Ketchup als lagerfähiges Produkt. Der akkumulierte Nachfrageeffekt ist asymmetrisch. Das bedeutet, dass während Perioden niedriger Preise sich die vorher durch hohe Preise gehemmten Kaufentscheidungen durch Mehrabsatz auswirken. In Perioden hoher Preise stauen diese sich auf und treten daher nicht in Erscheinung. Die Einzelhandelspreise bleiben über einen relativ langen Zeitraum hinweg konstant und werden dann für eine kurze Periode zeitweilig reduziert. RICHARDS (2006) testet mit Hilfe seines theoretischen Modells verschiedene Hypothesen, die die Gründe für Sonderangebote und deren Wirksamkeit betreffen. Er betrachtet dabei nur verderbliche Produkte. Er unterstellt, da diese sowieso regelmäßig gekauft werden, dass auch theoretisch lagerfähige Produkte regelmäßig mitgekauft werden, wodurch es nicht zu Lagerhaltung bei lagerfähigen Produkten kommt. Er kommt zu dem Ergebnis, dass Umfang und Höhe von Sonderangeboten sich komplementär verhalten und daher Marketinginstrumente darstellen, die parallel eingesetzt werden.

Auch produktbedingte Merkmale können für das Entstehen von Sonderangeboten verantwortlich sein. Bei Lebensmitteln spielt der Verderb eine besondere Rolle. Ein Modell, das sich sowohl mit dem Preissetzungsver-

halten von verderblichen als auch von lagerfähigen Produkten beschäftigt, ist das von HOSKEN UND REIFFEN (2001). Die Autoren leiten aus dem Modell ab, dass Sonderangebote für lagerfähige Produkte zwar seltener aber mit größeren Preissenkungen durchgeführt werden als für verderbliche Produkte. VOSS UND SEIDERS (2003) analysieren, in wie weit Sonderangebotsstrategien zwischen Einzelhandelssektoren und zwischen Unternehmen innerhalb dieser Sektoren variieren. Die Autoren finden einen signifikant positiven Einfluss von Verderb auf die Sonderangebotsaktivität, d.h. dass Sonderangebote bei verderblichen Produkten häufiger auftreten als bei nichtverderblichen Produkten. Dieses Ergebnis stimmt mit dem von HOSKEN UND REIFFEN (2001) überein. Gleichzeitig wird die Sonderangebotsaktivität jedoch durch Heterogenität im Sortiment wieder gesenkt. Insgesamt wird erkennbar, dass die Effektivität von Sonderangebotsstrategien sowohl von sektoralen Aspekten als auch von unternehmensspezifischen Eigenschaften abhängt.

LOY UND WEAVER (2006) untersuchen Frischeprodukte in Deutschland von 1995 bis 2000. Dabei analysieren sie die Auswirkungen von Sonderangeboten auf das Preisniveau eines gesamten Warenkorbes. Kurzfristig stellen die Autoren aufgrund von Sonderangeboten eine Preissenkung des gesamten Warenkorbes fest. Langfristig jedoch werden diese Preisvorteile durch höhere Preise der anderen Produkte im Warenkorb kompensiert. Dieses Ergebnis ist mit der Theorie der Lockartikel konform (WARNER UND BARSKY (1995) und LAL UND MATUTES (1994)), die Kunden nur anlocken sollen, aber aufgrund des One-Stop-Shoppings auf den Kauf eines kompletten Warenkorbes abzielen.

Da die empirische Vorgehensweise von HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) in der empirischen Analyse dieser Arbeit in Ansätzen verwendet wird, werden diese beiden Studien, wie auch schon deren Theorie in Kap. 3.2.1.2, im Folgenden ausführlicher vorgestellt.

HOSKEN UND REIFFEN (2001) vergleichen zum einen die Höhe von Preisabschlägen für verderbliche und nichtverderbliche Produkte. Zum anderen testen sie, ob eine negative Korrelation von Preisänderungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten innerhalb eines Geschäftes besteht. Die Autoren verwenden Daten von AC Nielsen. Ihr Datensatz enthält tägliche Preise für verschiedene Güterkategorien auf Geschäftsebene in zwei mittelgroßen Städten im mittleren Westen der USA. Ihr Datensatz umfasst 124 Wochen. Die Autoren wählen zwei Produkte für ihre Untersuchung aus. Erdnussbutter bestimmen sie als nichtverderbliches

Produkt. Dieses bezeichnen sie als lagerfähig, grenzen die Dauer des Lagerzeitraumes jedoch nicht näher ein. Als verderbliches Produkt bestimmen sie Margarine. Für die verderbliche Produktkategorie steht den Autoren allerdings kein anderes Produkt zur Verfügung. Sie zählen Margarine zu den verderblichen Produkten, da Margarine durch die notwendige Kühlung in der Lagerhaltung höhere Kosten verursacht und deshalb nicht in großem Maße eingelagert werden wird. HOSKEN UND REIFFEN (2001) gehen davon aus, dass Großhandelspreise für den ganzen Markt gleich sind und Preisänderungen auf Einzelhandelsebene hauptsächlich durch Änderungen der Einzelhandelsmargen entstehen und nicht durch veränderte Großhandelspreise. Die Autoren untersuchen in einem ersten Schritt, ob die durchschnittliche Preissenkung bzw. -erhöhung für nichtverderbliche Produkte größer ist als für verderbliche. Dies testen sie anhand von t-Tests. Die Nutzung eines t-Tests ist hinsichtlich der absoluten Höhe von Preissenkungen jedoch problematisch. Bei Produkten mit unterschiedlichem Preisniveau ist es besser geeignet, prozentuale Anteile bei Preiserhöhungen und -senkungen zu errechnen und zu vergleichen.

In einem zweiten Schritt erfolgt die Untersuchung, ob Preisänderungen auf Geschäftsebene zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten negativ korreliert sind. Zu diesem Zweck bedienen sie sich zweier unterschiedlicher Methoden. In ihrer ersten Methode werden für beide Produkte Indikatorvariablen gebildet. Diese werden dann aufeinander regressiert. Für die zweite Methode wird der Mittelwert der Preisänderung des verderblichen Produktes bei gegebener Preisänderung des nichtverderblichen Produktes ermittelt.

HOSKEN UND REIFFEN (2001) kommen zu dem Ergebnis, dass Preissenkungen zwischen verderblichen und nicht verderblichen Produkten innerhalb von Geschäften negativ korreliert sind. Des Weiteren stellen sie fest, dass Preisänderungen bei verderblichen Produkten größer aber seltener sind als bei nicht verderblichen. Damit stimmen die Ergebnisse von HOSKEN UND REIFFEN (2001) mit ihrem theoretischen Modell überein, weisen jedoch nur relativ geringe empirische Validität auf. Die Autoren führen diese Schwäche auf die Datenverfügbarkeit zurück.

Es sind zwei kritische Aspekte des Modells anzumerken. Problematisch ist einerseits die Abgrenzung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten. HOSKEN UND REIFFEN (2001: 116) definieren verderblich und nichtverderblich als lagerfähig und nichtlagerfähig. Sie berücksichtigen weiter die Lagerhaltungskosten der Konsumenten. Nichtverderbliche Produkte sind nach HOSKEN UND REIFFEN (2001) Produkte mit geringen Lagerhaltungskosten wie z.B. Konservendosen. Zur Kategorie der verderb-

lichen Produkte werden hingegen Produkte gezählt, deren Lagerhaltung verhältnismäßig teuer ist, wie bei Kühlschranks- oder Tiefkühlprodukten oder die gar nicht lagerfähig sind, wie z. B. Frischeprodukte. HOSKEN UND REIFFEN (2001) argumentieren, dass nur so viele Produkte gekauft werden, wie innerhalb einer Periode auch konsumiert werden können (HOSKEN UND REIFFEN, 2001: 120f.). Die Abgrenzung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten ist jedoch zeitlich nicht klar definiert, woraufhin bei einigen Produkten Zuordnungsprobleme entstehen können. Des Weiteren ist bei Produkten, wie z. B. Margarine Lagerhaltung im Kühlschrank häufig empfehlenswert aber nicht zwingend.

Andererseits besteht empirisch bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) ein Problem in der begrenzten Datenverfügbarkeit und Produktauswahl. Durch die begrenzten Möglichkeiten der Produktauswahl zeigt sich eine Schwäche der Daten, die die empirische Überprüfung des theoretischen Modells erschwert. Mehrere nichtverderbliche Produkte stehen zur Verfügung. Als verderbliches Produkt jedoch ist Margarine das einzige Produkt, das gewählt werden kann. Die wenig validen Ergebnisse von HOSKEN UND REIFFEN (2001) könnten daher den Schluss zulassen, dass Margarine nicht das typische verderbliche Produkt ist und andere Produkte geeigneter wären. Die Anwendung des empirischen Modells auf erweiterte Daten könnte identifizieren, ob die geringe empirische Validität tatsächlich aus der Produktauswahl resultiert oder auf Schwächen des Modells zurückzuführen ist. Wenn Methoden zur besseren Identifizierung, welcher Gruppe ein Produkt zuzuordnen ist, entwickelt werden, könnten Schwierigkeiten der Datenverfügbarkeit behoben werden, da ein Produkt gar nicht notwendigerweise lagerfähig oder nicht lagerfähig sein muss, sondern das Kriterium vom Konsumenten abhängt, ob dieser überhaupt eine Tendenz hat, ein bestimmtes Produkt zu lagern.

RICHARDS (2006) testet den Zusammenhang zwischen Sonderangebotsanzahl und Sonderangebotshöhe für verderbliche Produkte für sein theoretisches Modell. Ob nach seiner Hypothese (vgl. Kap. 3.2.1.2) Komplementarität auch empirisch nachzuweisen ist, testet RICHARDS (2006) anhand seiner empirischen Modellspezifikation, indem er in mehreren Stufen Breite und Höhe von Sonderangeboten schätzt. Neben Scannerdaten aus dem Lebensmitteleinzelhandel der vier größten Ketten in Los Angeles verwendet RICHARDS (2006) auch Großhandelspreise und verschiedene Indices für Kosten im Lebensmitteleinzelhandel. Aus der Kategorie Obst wählt RICHARDS (2006) die acht am häufigsten verkauften Produkte. Dazu gehören in seiner Stichprobe Bananen, Apfelsinen, Weintrauben und fünf verschiedene Apfelsorten. Als Sonderangebote

werden diejenigen Produkte gezählt, deren Preis mindestens 5% unter dem Preis der Vorwoche liegt.

In der ersten Stufe schätzt RICHARDS (2006) ein Tobit-Modell, um die Höhe der Preisreduktion bei Sonderangeboten zu ermitteln. Er berücksichtigt dabei gemischte Preissetzungsstrategien von Händlern. Die Höhe der Preisreduktion errechnet RICHARDS (2006) aus der Messung der Preisdifferenzen zwischen aufeinander folgenden Wochen. Da das untersuchte Produkt nicht jede Woche als Sonderangebot angeboten wird, entstehen Null-Beobachtungen, die den Einsatz eines Tobit-Modells oder eines zensierten Regressionsmodell erfordern. Im zweiten Schritt bestimmt RICHARDS (2006) mit Hilfe eines Poisson-Modells die Anzahl der Produkte, die gleichzeitig Sonderangebote sind. Damit ermittelt er die Breite von Sonderpreisaktionen.

In einem dritten Schritt schätzt RICHARDS (2006) die Intensität der Sonderangebotsaktionen, indem er Breite und Höhe von Sonderangeboten in einem Modell verknüpft. Die Intensität von Sonderangeboten und die daraus ableitbare Preissetzungsstrategie bestimmt sich durch das Verhältnis von Sonderangebotshöhe und Breite. Deshalb gehen diese beiden Faktoren als erklärende Variablen in eine logarithmierte Kleinstquadratschätzung ein. RICHARDS (2006) kommt zu dem Ergebnis, dass Sonderangebotshöhe und -breite sich komplementär verhalten, d.h., dass bei Ausdehnung des einen Instruments auch das andere steigt. Gleichzeitig üben sowohl Höhe als auch Breite eine positive Wirkung auf den Umsatz aus.

Ein Vorteil in RICHARDS (2006) Modell gegenüber Vorläufer-Modellen ist die Integration mehrerer Produkte innerhalb einer Produktkategorie. RICHARDS (2006) beschränkt sich in seinen Untersuchungen allerdings nur auf eine Produktkategorie. Interessant ist aber auch die Untersuchung einer Beziehung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten als Charakteristikum des Lebensmitteleinzelhandels. Aus diesem Gesichtspunkt wäre die Integration mehrerer Produktkategorien in das Modell von RICHARDS (2006) vorteilhaft. Da Höhe und Breite von Sonderangeboten und die daraus resultierende Wirkung sich beeinflussen, aber nicht simultan geschätzt werden können, ist die Schätzung eines mehrstufigen Systems, wie RICHARDS (2006) es entwickelt, von Vorteil, um Wechselwirkungen abzubilden. In nachfolgenden Arbeiten könnten die Modelle von HOSKEN UND REIFFEN (2001) und RICHARDS (2006) kombiniert werden. Beispielsweise könnte das Modell von RICHARDS (2006) sowohl für verderbliche als auch für nichtverderbliche Produkte abgebildet werden. Allerdings muss in diesem Zusammenhang ein geeignetes Kriterium für die Unterscheidung

der Produktgruppen entwickelt werden. Die vorliegende Arbeit liefert zur Entwicklung dieses Kriteriums einen ersten Ansatz (vgl. Kap. 4.2.2).

3.3 Zusammenfassung und Gründe für Sonderangebote

Die vielfältige Literatur zeigt die Entstehung von Sonderangeboten durch unterschiedliche Ursachen, die im Folgenden zusammenfassend diskutiert und im Überblick dargestellt werden.

Um das Auftreten von Sonderangeboten besser zu verstehen, muss beachtet werden, dass Ursache und Wirkung von Sonderangeboten nicht immer klar voneinander abzugrenzen sind, wie es auch schon in der Abgrenzung zwischen betriebswirtschaftlichen und mikroökonomischen Untersuchungen der Fall ist. Neben den eigentlichen Ursachen der Entstehung von Sonderangeboten können auch bestimmte Wirkungen, die mit dem Angebot von Sonderangeboten erzielt werden sollen, zu deren Ursachen werden, wie z. B. eine Absatzerhöhung. Diese Ursachen können aus den Modellen abgeleitet werden.

Aus betriebswirtschaftlicher Sicht werden die Gründe für Sonderangebote häufig in produktbedingte, wie z. B. Verderb oder Veralten, in geschäftsbedingte, wie z. B. Neueröffnung, und in marktbedingte Gründe, wie Preisverfall, eingeteilt (GABLER, 1993). Aus mikroökonomischer Sicht hingegen scheint eine Einordnung nach Kernbereichen, die entweder die Marktstruktur, das Unternehmerverhalten oder das Konsumentenverhalten betreffen, geeigneter (RICHARDS, 2006). Aus mikroökonomischer Sicht wird das Entstehen von Sonderangeboten u.a. von der Marktstruktur beeinflusst. Zusätzliche Gründe für Sonderangebote entstehen, wenn die Marktsituation nicht das Monopol ist, sondern auch die Konkurrenzsituation betrachtet wird. Anfängliche Modelle, wie das von CONLISK, GERSTNER ET AL. (1984) bilden als Marktsituation ein Monopol ab. Im Hinblick auf die tatsächliche Struktur im Lebensmitteleinzelhandel wird bei der Ableitung der Gründe bezüglich der Marktstruktur nur die Situation unter vollkommenem Wettbewerb und im Oligopol betrachtet (vgl. Kap. 2.4.1).

Im Oligopol gelten generell die gleichen Gründe für Sonderangebote wie unter Wettbewerb. Zusätzlich können Sonderangebote im Oligopol auch strategische Gründe haben. Unter der Annahme von Triggerstrategien⁴⁷ können in kollusiven Oligopolen Absprachen über Sonderangebote getrof-

⁴⁷ Triggerstrategie ist eine Strategie, in der alle Teilnehmer kooperieren, aber sofort von dieser Strategie abrücken, wenn einer die Vereinbarungen bricht (PECORINO, 1998: 655)

fen werden, die offeriert werden müssen, um Kunden mit geringer Zahlungsbereitschaft anzulocken. Außerdem werden Sonderangebote gesetzt, da die Händler aus Erfahrung nur mit relativ geringen Strafen der Konkurrenten rechnen (RICHARDS, 2006). Die so genannte Triggerstrategie kann in kollusiven Oligopolyen ausgeführt werden, so dass niedrige Preise keine harten Bestrafungen der Konkurrenten nach sich ziehen. Die folgende Übersichtstabelle fasst die Gründe für die Entstehung von Sonderangeboten auf Konsumentenseite und auf Unternehmensseite zusammen.

Tabelle 10: Gründe für die Entstehung von Sonderangeboten

Gründe auf der Konsumentenseite

- unterschiedlicher Informationsstand der Kunden
- unterschiedliche Such- bzw. Opportunitätskosten
- saisonale Nachfragemuster
- Lagerhaltungskosten der Konsumenten
- Geschäftstreue

Gründe auf der Unternehmensseite

- Unsicherheit über die Nachfrageintensität
- Lagerhaltungskosten der Händler
- Neueinführung von Produkten
- Ausdehnung des Geschäftsverkehrs
- Mehrabsatz komplementärer Produkte durch das Angebot von Lockartikeln
- Einfluss von Großhandelspreisen
- Produktionskosten
- Kreuzpreiselastizitäten und Verbundeffekte
- kurzfristige Gewinnsteigerungen
- Verderb oder Veralten

Quelle: Eigene Darstellung.

Laut RICHARDS (2006) sind die oben aufgezählten Gründe allgemein gültig. Durch die schnelle Verderblichkeit der Produkte können intertemporale Aspekte nach Meinung des Autors, wie Lagerhaltung durch Konsumenten oder Unternehmen und intertemporale Preisdiskriminierung allerdings als Gründe für die Entstehung von Sonderangeboten vernachlässigt werden. Viele Autoren, wie z.B. PESENDORFER (2002) und HOSKEN UND REIFFEN (2001) vertreten aber eine gegenteilige Meinung und untersuchen die Bedeutung intertemporaler Preisdiskriminierung im Lebensmitteleinzelhandel.

Vor dem Hintergrund der vorangegangenen Kapitel werden im folgenden Kapitel die theoretischen Modelle von HOSKEN UND REIFFEN (2001), sowie RICHARDS (2006) für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel empirisch überprüft. Die Ergebnisse aus dem zweiten Kapitel zeigen die Notwendigkeit, eine oligopolistische Marktstruktur anzunehmen und die Konsumenten in verschiedene Typen zu unterteilen. Aus den empirischen mikroökonomischen Arbeiten für Deutschland lässt sich ableiten, dass es von Bedeutung ist, Unterschiede zwischen verschiedenen Geschäftstypen zu berücksichtigen (MÖSER (2002), KROLL (2000)).

Aus den theoretischen mikroökonomischen Modellen lassen sich die für diese Arbeit relevanten Gründe für Sonderangebote ableiten. Diese sind saisonale Nachfragemuster, Großhandelspreise, Ausdehnung des Geschäftsverkehrs und Produkteigenschaften, sowie die damit verbundenen Lagerhaltungskosten der Konsumenten. Diese werden mit Hilfe der abgeleiteten Hypothesen in der folgenden empirischen Analyse untersucht. Die ökonometrischen Methoden der Modelle von HOSKEN UND REIFFEN (2001), sowie RICHARDS (2006) werden beurteilt und für den deutschen Markt entsprechend angepasst und weiterentwickelt.

4 Empirische Analyse

Bisher werden für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel überwiegend die Auswirkungen von Sonderangeboten analysiert, um zu ermitteln, ob Sonderangebote ihr Ziel, den Absatz kurzfristig zu steigern, erreichen oder nur der Kundenbindung dienen können. In dieser Arbeit wird differenziert betrachtet, ob Sonderangebote nur Preissenkungen für den Konsumenten darstellen oder inwiefern Sonderangebotshöhe und –breite sich in eine Preissetzungsstrategie eingliedern und Instrumente des Lebensmitteleinzelhandels sind, um neue Absatzpotentiale zu erschließen.

Der Lebensmitteleinzelhandel zeichnet sich im Vergleich zu anderen Einzelhandelsgeschäften dadurch aus, dass er verderbliche Produkte anbietet. Diese Besonderheit des Lebensmitteleinzelhandels muss daher bei einer spezifischen Betrachtungsweise berücksichtigt werden. Es wird überprüft, ob sich die Eigenschaften der Produkte von Verderb und Nichtverderb auf die Sonderangebotssetzung auswirken. Des Weiteren wird untersucht, ob Unterschiede im Kaufverhalten bestehen und daher eine unterschiedliche Sonderpreissetzung für verderbliche und nichtverderbliche Produkte sinnvoll ist. In diesem Zusammenhang wird Lagerhaltung von Produkten beim Konsumenten diskutiert.

Die differenzierte Betrachtung von Sonderangeboten durch die Zerlegung in Sonderangebotshöhe und –breite ist besonders geeignet, um Strategieunterschiede in der Preissetzung zu erklären und die Effektivität der einzelnen Sonderangebotsinstrumente getrennt zu überprüfen. Die empirischen Ansätze für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel in dieser Arbeit basieren auf den neueren theoretischen Modellen. Diese berücksichtigen unter Einbezug mehrerer Produkte einen bisher vernachlässigten Aspekt. Die empirische Anwendbarkeit der theoretischen Modelle wird anhand vorliegender Scannerdaten für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel getestet.

4.1 Datensatzbeschreibung

4.1.1 Madakomdaten

Die für die folgenden Analysen verwendeten Scannerdaten von der Madakom GmbH Köln wurden im Rahmen einer Kooperation mit dem Institut für Agrarökonomie an der Universität Göttingen zur Verfügung gestellt. Durch Scannerdaten werden in den Märkten des Lebensmitteleinzelhandels Preis- und Mengeninformationen erfasst. Sie werden bei jedem Kaufvorgang durch das Einlesen der Waren in den Kassen gespeichert. Die Madakom GmbH wurde gegründet, damit der Handel der Industrie, die für die Artikelkennzeichnung den EAN-Strichcode eingeführt hat, artikelgenaue POS-Daten zur Verfügung stellen kann (HANDELS-EXTRA NET 04/2000).

Der EAN-Strichcode ist eine europäische Artikelnummerierung, die von der GS1 Germany⁴⁸ vergeben wird. Der GS1 Germany obliegt die Rationalisierung des Daten- und Warenverkehrs und der Organisationsabläufe zwischen Teilnehmern der Wertschöpfungskette. Zentrale Aufgaben sind dabei die Einführung, Pflege und Weiterentwicklung von international abgestimmten branchenübergreifenden EAN-Nummerierungssystemen und Verfahren zur automatischen Warenerfassung.

Mehr als 200 von der Madakom GmbH bundesweit ausgewählten Geschäfte des Lebensmitteleinzelhandels beteiligen sich als Datenlieferant des zugrunde liegenden Datensatzes. Die bundesweit ausgewählten Geschäfte lassen sich über ihre verschiedenen Standorte, ihre unterschiedlichen Wirtschaftsräume, Organisationszugehörigkeit und Vertriebskanal klassifizieren. Weiter existieren Angaben über die Standortlage und -größe, sowie Standort-Definition und Geschäftsgröße mit Quadratmeterangaben und Anzahl der Kassen.

Die geschäfts-, wochen- und artikelgenauen Scanneroriginaldaten werden um Promotion-Informationen ergänzt und von der Madakom GmbH in ein einheitliches Datenformat überführt. Promotion-Informationen sind dabei das Auftreten von Vorteilspackungen, Sonderangeboten, Displays, Werbemaßnahmen, kommunikativer Unterstützung sowie Handzettel (MADAKOM, 2001a, 2001b).

Die vorliegenden Daten umfassen mit 104 dokumentierten Wochen den Zeitraum von der ersten Woche im Jahr 2000 bis zur letzten Woche des Jahres 2001. Im gesamten Datensatz befinden sich alle Produkte des Food

⁴⁸ Früher Centrale der Coorganisation (CCG).

und Non-Food-Bereiches, die mit einem Scannercode auf der Ware versehen sind. Sie sind dabei mit jeweiligen Preisen und den Verkaufsmengen in den einzelnen Geschäften verfügbar.

Die Auswahl der Produkte für die vorliegende Arbeit beschränkt sich für die Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte auf die Produkte Butterkekse, Joghurt, Margarine, Pizza, Nuss-Nougatcreme und Schokolade. Diese Produkte werden für die Analysen verwendet, da diese über einen hohen Marktanteil verfügen und in den Daten überdurchschnittlich hohe Abverkaufszahlen aufweisen. Im Hinblick auf die Theorie von HOSKEN UND REIFFEN (2001) spielen nicht nur die physische Lagerbarkeit, sondern auch die Kosten der Lagerung eine Rolle. Tiefkühlprodukte würden demnach nicht gelagert werden. Pizza wird als Tiefkühlprodukt in dieser Arbeit untersucht. Gerade bei einem Tiefkühlprodukt ist es interessant, die Zuordnung zur Kategorie der verderblichen oder der nichtverderblichen Produkte zu testen. Daneben wird wie bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) Margarine betrachtet, um Vergleiche ziehen zu können. Dass drei Produkte für verderbliche und nichtverderbliche Produkte gewählt werden, hat zwei Gründe. Zum einen ist mit der Anzahl drei bereits der multiple Fall gegeben, zum anderen bleibt die Übersichtlichkeit erhalten. Das Modell könnte jedoch mit den verwendeten Methoden auf beliebig viele Produkte ausgedehnt werden.

Für das Modell zur Ermittlung von Höhe und Breite von Sonderangeboten wird die Kategorie Molkereiprodukte am Beispiel Butter mit den jeweils umsatzstärksten Produkten in Norddeutschland betrachtet. Die Verwendung von Butterprodukten hat den Vorteil, dass Großhandelsdaten der Zentralen Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP), Bonn, zur Verfügung stehen. Aus den Daten der Madakom GmbH werden die Geschäfte der sechs größten Lebensmitteleinzelhandelsketten in Norddeutschland verwendet. Dies sind Edeka, Tengelmann, Coop, Metro, Spar und Rewe.

4.1.2 GfK-Daten

Der zweite vorliegende Scannerdatensatz ist von der GfK erhoben. Dieser ist ein Haushaltspanel, das im Rahmen des Geschäftsfeldes Consumer Tracking als ConsumerScan bezeichnet wird. ConsumerScan befasst sich mit der Analyse von Verbraucherdaten in den Märkten der Fast Moving Consumer Goods. Im Bereich Food werden kontinuierlich die Einkäufe privater Haushalte an Lebensmitteln, Blumen und Heimtierbedarf erhoben. Monatlich werden die Haushalte kontrolliert und ihre erhobenen Daten dokumentiert. Darauf aufbauend wird das Verbraucherverhalten in Bezug auf Märkte, Segmente und Marken analysiert. Artikel werden von den Haushalten zu Hause abgescannt und notiert. An diesem Verbraucherpanel sind ca. 14 000 Haushalte beteiligt, wovon ca. 93% deutsche Haushalte und 7% ausländische Haushalte ausmachen. Die Stichproben werden innerhalb von acht Regionen (Nord / Nordrhein-Westfalen / Mitte / Baden-Württemberg / Bayern / Berlin / Nordost / Südost) nach den Merkmalen Bundesländer, Regierungsbezirke und Ortsgrößenklassen adjustiert. Weitere berücksichtigte Merkmale sind die Haushaltsgröße, die Altersklassen der Kinder, das Alter der haushaltsführenden Person und die Berufstätigkeit des Hauptverdieners. Das Haushaltsnettoeinkommen ist in 12 Einkommensklassen unterteilt. Die erste Klasse reicht bis 499€ und wird dann in 250€-Schritten aufwärts berechnet bis Klasse 12 mit 3000-3249€. Monatlich wird für das Reporting eine Datenmasse möglichst gleichen Umfangs und gleicher Struktur erstellt. Die Teilnehmer müssen kontinuierlich berichten und sollten möglichst aus der Vormonatsmasse stammen. Dafür gibt es einen Index, der gewährleistet, dass nur die Haushalte, die auch kontinuierlich berichtet haben, in der Stichprobe verbleiben. Die soziodemographische Struktur der Datenmasse soll den Soll-Vorgaben, die sich nach Gesichtspunkten der Repräsentativität richten, entsprechen. Die Angaben werden daher entsprechend gewichtet, um Repräsentativität zu erzielen. Die Repräsentativität der Bundesländer wird dabei genau erfüllt, die der anderen Merkmale so gut wie möglich. Die Unterteilung in verschiedene Warengruppen führt im gesamten ConsumerScan-Panel zu ganzheitlichen Informationen über den Bereich Lebensmittel. Dazu gehören die Gruppen: Babynahrung, Feinkost und Würzmittel, Fertiggerichte und Convenience, Frischeprodukte, Grundnahrungsmittel und Koch- und Backhilfen, Heimtierbedarf, Konserven, Molkereiprodukte, Süßigkeiten und Snacks, Vermischtes und Sonstiges, wozu unter anderem auch Cerealien und Tiefkühlkost zählen.

Der vorliegende Datensatz umfasst den Zeitraum von 2000 bis 2003. Er umfasst nur einige Produktgruppen und Produktuntergruppen. Dazu zählen

Getränke, Molkereierzeugnisse, Tiefkühlkost, Frischfleisch und Fertiggerichte.

Bei den einzelnen Produkten werden durch das Abscannen Hersteller, Marke, Produkt und Anzahl der Produkte erfasst. Weiter werden die Mengen, das Kaufdatum, die genauen Geschäftsstätten und der Geschäftstyp dokumentiert. Zusätzlich gibt es Angaben über die Preisart, z.B. ob Normalpreis oder ein Sonderangebot vorlag. Diese Angaben stimmen mit den Scannerdaten der Madakom GmbH im Wesentlichen überein. Im Gegensatz zu den Madakomdaten können durch das selbstständige Einscannen der Konsumenten auch die soziodemographischen Merkmale der Konsumenten berücksichtigt werden. Dadurch gibt ConsumerScan Auskunft über Käufercharakteristika, -verhalten und Markentreue. Diese Daten ergänzen somit die Informationen durch die Scannerdaten des Einzelhandels.

4.2 Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte

Zur Analyse von verderblichen und nichtverderblichen Produkten werden Untersuchungsmethoden für das Madakom-Handelspanel angewandt, mit deren Hilfe die Unterschiede in der Preissetzung zwischen diesen Produkten identifiziert werden können.

4.2.1 Methodische Vorgehensweise

Der erste Schritt in der Analyse ist die Festlegung eines Kriteriums zur Bestimmung verderblicher und nichtverderblicher Produkte. In Anlehnung an die Theorie der höheren Lagerhaltungskosten bei Kühlprodukten (HOSKEN UND REIFFEN (2001: 120f.)), die diese in die Kategorie der verderblichen Produkte einordnet, wird in dieser Arbeit ein Kriterium für verderbliche und nichtverderbliche Produkte gewählt. Dieses Kriterium legt fest, dass das Mindesthaltbarkeitsdatum (MHD) ohne Kühlung mindestens vier Wochen betragen muss, damit das Produkt zu den nichtverderblichen Produkten zählt. Andernfalls gilt das Produkt als verderblich.

Tabelle 11: Kriterium zur Bestimmung der Produktart

verderblich	nichtverderblich
ungekühlt höchstens 4 Wochen haltbar (laut MHD)	ungekühlt länger als 4 Wochen haltbar (laut MHD)

Quelle: Eigene Darstellung.

Einfluss von Sonderangeboten auf die Preisschwankungen

Zuerst wird gemessen, inwieweit Sonderangebote überhaupt in der Lage sind, Preisschwankungen zu erklären. Um den Zusammenhang zwischen Sonderangeboten und Preisen zu ermitteln, wird eine OLS-Regression geschätzt, die das Sonderangebot (SA) als exogene Variable mit 1 für „Sonderangebot“ und 0 für „kein Sonderangebot“ und als endogene Variable (pdiff) die Preisdifferenz zwischen Beobachtung und Vorwoche enthält. Das Bestimmtheitsmaß besagt, welcher Anteil der Preisschwankungen durch ein Sonderangebot entsteht. Die Schätzung wird daher nach folgender Gleichung durchgeführt:

$$pdiff = \beta_0 + \beta_1 SA + u \quad (F 4.1)$$

Unterschiede im Preisabschlag bei Sonderangeboten

Um Unterschiede im Preisabschlag bei Sonderangeboten zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten zu ermitteln, wird ein Mittelwertvergleich der Preisabschläge als t-Test durchgeführt. In Übereinstimmung mit dem theoretischen Modell von HOSKEN UND REIFFEN (2001) werden alle Preisabschläge betrachtet und nicht nur die bei Sonderangeboten, da auch in dessen Modell alle Preisabschläge unabhängig von ihrer Höhe als Sonderangebote gelten. Vorher wird ein F-Test durchgeführt, um zu berechnen, ob die Varianzen der Preisabschläge von verderblichen und nichtverderblichen Produkten sich signifikant unterscheiden.

Als zweites wird ein Anteilswerttest durchgeführt. Um Unterschiede, die durch ungleiche Preisniveaus zustande kommen können, auszuschließen, werden hier nicht beim Mittelwertvergleich die absoluten, sondern die prozentualen Preisabschläge verglichen. Der durchgeführte Test vergleicht zwei relative Häufigkeiten oder Anteile miteinander. Er basiert auf dem Vergleich der Grundwahrscheinlichkeiten zweier Binomialverteilungen. Bei ausreichend großen Stichprobenumfängen, wie sie in dieser Arbeit

vorliegen, ist eine Approximation durch die Normalverteilung möglich (SACHS, 1999: 440).

Unterschiede in der Sonderangebotsfrequenz

Zur Bestimmung der Unterschiede in der Sonderangebotsfrequenz wird ebenfalls ein Anteilswerttest herangezogen. Dieser vergleicht die Häufigkeiten der Sonderangebote im Vergleich zu anderen Preisstellungen beider Produktarten in den einzelnen Geschäften und über alle Geschäfte.

Wechselbeziehungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten

Um die Wechselbeziehungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten zu testen, werden im Rahmen dieser Arbeit zwei Methoden durchgeführt. Da dies in der empirischen Literatur über Sonderangebote die erste Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte für den multiplen Fall ist, stellt sich die Frage nach der Vorgehensweise bei der Untersuchung mehrerer verderblicher und mehrerer nichtverderblicher Produkte. In der ersten Methode werden für beide Gruppen (verderblich und nichtverderbliche Produkte) Indikatorvariablen gebildet, um Preisänderungen unabhängig von ihrer Höhe und Preisstarrheit abbilden zu können. Bei einer Preiserhöhung erhält das jeweilige Produkt eine 1, bei einer Preissenkung eine -1 und eine 0, wenn der Preis unverändert bleibt. Die Indikatorvariablen werden danach wochenweise addiert und anschließend aufeinander regressiert. Als endogene Variable wird die Indikatorvariable für verderbliche Produkte eingesetzt. Die exogene Variable ist die Indikatorvariable für nichtverderbliche Produkte. Dadurch ist ablesbar, wie sich die Zahl der Preisänderungen der verderblichen Produkte verhält, wenn es zu einer Preiserhöhung bei den nichtverderblichen Produkten kommt.

$$Ind_v = \beta_0 + \beta_1 Ind_m + u \quad (F 4.2)$$

Diese Schätzung wird mit allen Beobachtungen durchgeführt. Damit kann ermittelt werden, ob es bei Preissenkungen des nichtverderblichen Produktes zu Steigerungen oder ebenfalls Senkungen der Preise der verderblichen Produkte kommt. Ein negatives Vorzeichen des Koeffizienten bedeutet dabei eine negative Korrelation zwischen den beiden Produktgruppen, ein positives Vorzeichen entsprechend eine positive Korrelation.

In der zweiten Methode zur Ermittlung der Wechselwirkungen zwischen Preisänderungen bei verderblichen und nichtverderblichen Produkten wird

die mittlere Veränderung des Preises der verderblichen Produkte ermittelt und unter gegebener Veränderung der Preise der nichtverderblichen Produkte berechnet. Das bedeutet, dass der Mittelwert der Preisänderung des einen Produktes errechnet wird, wenn der Preis des anderen Produktes sinkt und dass ein weiterer Mittelwert für das eine Produkt errechnet wird, wenn der Preis des anderen Produktes steigt.

4.2.1.1 Hypothesen zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten

Die Hypothesen, die aus dem theoretischen Modell von HOSKEN UND REIFFEN (2001) abgeleitet werden, betreffen die Eigenschaften der Produkte. Diese Hypothesen werden nachfolgend empirisch getestet, um Beziehungen und Wechselwirkungen im Sonderangebotsverhalten zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten zu identifizieren.

Tabelle 12: Übersicht der Hypothesen zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten

<i>Hypothese 1: Preisschwankungen bei Sonderangeboten für nichtverderbliche Produkte sind höher als für verderbliche Produkte.</i>
--

<i>Hypothese 2: Sonderangebote bei verderblichen Produkten treten häufiger auf als bei nichtverderblichen Produkten.</i>
--

<i>Hypothese 3: Preisschwankungen innerhalb eines Geschäftes sind negativ korreliert zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten.</i>

Quelle: Eigene Darstellung.

4.2.1.2 Deskriptive Statistiken

Im ersten empirischen Teil dieser Arbeit wird ein Teil des Datensatzes der Madakom GmbH untersucht, der drei verderbliche und drei nichtverderbliche Produkte aus den jeweils drei Marken mit den größten Marktanteilen bei diesem Produkt enthält:

4. Empirische Analyse

Tabelle 13: Produktauswahl und Marken

verderblich (Hersteller)	nichtverderblich (Hersteller)
Joghurt (Müller)	Butterkekse (Bahlsen)
Margarine (Lätta)	Nusscreme (Nutella)
Pizza (Wagner)	Schokolade (Milka)

Quelle: Eigene Darstellung.

Die folgende Tabelle zeigt die deskriptiven Statistiken für die einzelnen analysierten Produkte über alle Geschäfte aggregiert.

Tabelle 14: Preise und Preisniveau für verderbliche und nichtverderbliche Produkte

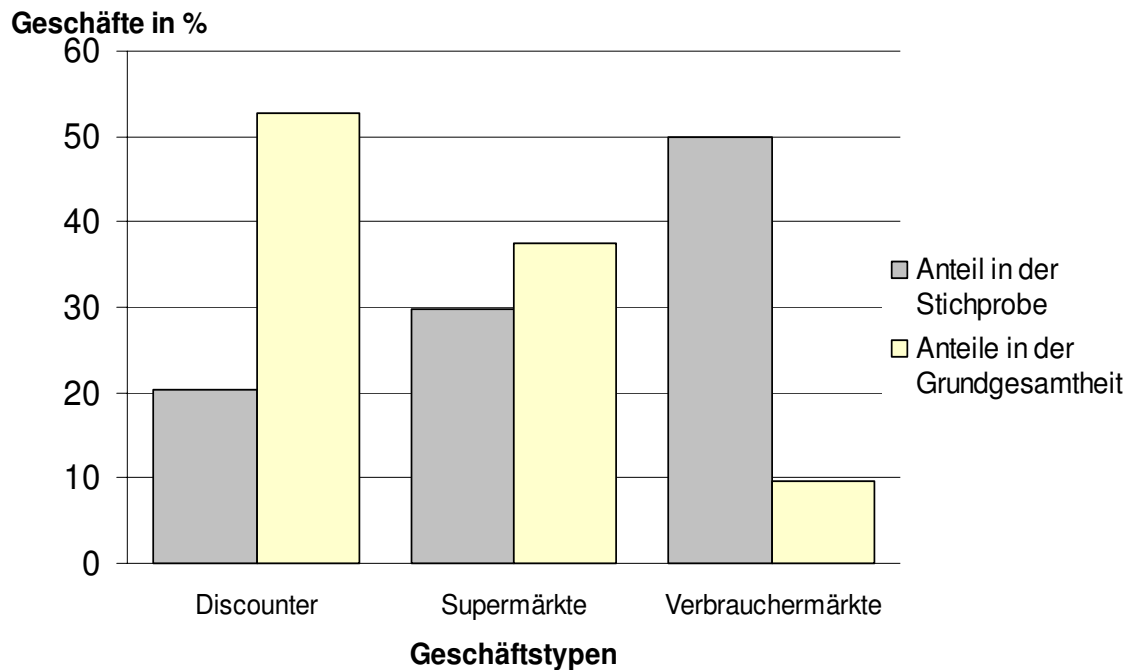
Preise in DM

Produkt	Dpreis m. Sa	Dpreis o. Sa	Std. Abw.	Min	Max	Verhältnis ↓ / ↑	Anteil des Moduspreises an gesamten Preisen
verderblich							
Müller Joghurt	0,87	0,89	0,0881	0,45	1,09	2,56**	77,66%
Lätta Margarine	1,78	1,80	0,1404	1,00	2,19	2,44**	68,31%
Wagner Pizza	4,32	4,35	0,3276	2,99	4,99	1,57**	69,11%
nichtverderblich							
Butterkekse Bahlsen	1,89	1,90	0,1293	0,99	3,07	2,93**	83,15%
Nutella Nusscreme	2,66	2,70	0,1790	1,20	2,99	1,43**	84,77%
Milka Schokolade	1,09	1,10	0,0599	0,63	1,19	3,60**	79,60%
Dpreis m. Sa ist der Durchschnittspreis des Produktes unter Einbezug der Sonderangebote Dpreis o. Sa ist der Durchschnittspreis des Produktes ohne Einbezug der Sonderangebote Das Verhältnis ↓ / ↑ ist die Anzahl der Preissenkungen gegenüber dem häufigsten Preis des Produktes im Verhältnis zur Anzahl der Preiserhöhungen gegenüber dem häufigsten Preis des Produktes. ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level.							

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Von den insgesamt 207 Geschäften im gesamten Datensatz der Madakom GmbH sind 74 Geschäfte enthalten, in denen alle ausgewählten Produkte distribuiert sind und die gleichzeitig durchgängig berichtet haben. Die Wahl jeweils nur einer Marke resultiert aus der Verfügbarkeit der Produkte, da bei Betrachtung mehrerer Marken die Geschäftsanzahl stark absinkt. Diese betrachteten Geschäfte teilen sich in die Betriebstypen Discounter, Supermärkte und Verbrauchermärkte auf (vgl. Abbildung 12). Die tatsächlichen Anteile der verschiedenen Betriebstypen in Deutschland zum Erhebungszeitpunkt der Daten 2000⁴⁹ sind vor allem bei Verbrauchermärkten deutlich überrepräsentiert. Da Lidl und Aldi sich nicht in der Stichprobe befinden, sind die Discounter hingegen unterrepräsentiert

Abbildung 12: Anzahl der verschiedenen Geschäfte in der Stichprobe



Quelle: Eigene Berechnung nach Handelspanel MADAKOM GMBH (2000/2001) und EHI (2004).

⁴⁹ Als Grundgesamtheit des LEH werden nur diese drei Geschäftstypen betrachtet. Drogeriemärkte und „restliche Geschäfte“ werden aus der Betrachtung ausgeschlossen.

4.2.2 Ergebnisse

Der Einfluss von Sonderangeboten auf die gesamten Preisschwankungen ist anhand der Regressionsergebnisse abzulesen.

Tabelle 15: Regressionsergebnisse zur Bestimmung des Erklärungsanteils von Sonderangeboten an den Preisschwankungen

Preisdifferenz (abh.)	Koeffizient	Standardfehler (robust)	t-Wert
Sonderangebot (SA)	-0,23	0,00	-56,42***
Konst.	0,02	0,00	41,05***
F-Prob. = 0,000***			
R ² = 0,2174			
*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.			

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die Regression erweist sich mit einem F-Prob.-Wert von 0,00 als statistisch hoch signifikant.⁵⁰

Die Sonderangebote haben einen signifikant negativen Einfluss auf die Preisdifferenz zwischen aktueller Woche und Vorwoche. Das bedeutet, dass beim Vorliegen eines Sonderangebotes der Preis gegenüber dem Preis der Vorwoche im Mittel um ungefähr 23 Pfennig sinkt. Das Bestimmtheitsmaß mit 0,2174 besagt, dass ca. 22% der gesamten Preisschwankungen durch Sonderangebote erklärt werden können. Durch die Signifikanz der Regression und des Koeffizienten der Sonderangebote kann die Hypothese, dass Sonderangebote einen Einfluss auf die Preise haben, angenommen werden.

Preisschwankungen bei Sonderangeboten für nichtverderbliche Produkte sind höher als bei verderblichen Produkten (H1).

Der Test auf Varianzgleichheit für die Preisänderungen im Vergleich zum Normalpreis (Modus) von verderblichen und nichtverderblichen Produkten zeigt, dass die Nullhypothese abgelehnt wird.

Damit sind die Varianzen ungleich und es muss ein Mittelwerttest mit ungleichen Varianzen durchgeführt werden.

⁵⁰ Beim Testen der Modellannahmen einer OLS-Regression ergibt sich bei einem Likelihood-Ratio-Test (LR-Test) auf Homoskedastizität, dass diese abgelehnt werden muss. Um der Heteroskedastizität Rechnung zu tragen, wird ein Modell mit robusten Standardfehlern geschätzt. Alle anderen Modellannahmen und zusätzlich die Annahme der Stationarität sind erfüllt

Tabelle 16: Mittelwertvergleich der absoluten Preisabschläge

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	95%-KI	
aendv	0,1015	0,2061	0,0952	0,1078
aendnv	0,2740	0,1919	0,2668	0,2812
diff	-0,1725		-0,1821	-0,1629
diff = Mittelwert (aendv) – Mittelwert (aendnv) Ho: diff =0 t-Prob. = 0,000***				
aendv = Preisänderung des verderblichen Produktes aendnv = Preisänderung des nichtverderblichen Produktes diff = Differenz *** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Der Mittelwertvergleich besagt durch die Ablehnung der Nullhypothese, dass die absoluten Preisabschläge bei Sonderangeboten je nach Produktgruppenzugehörigkeit signifikant verschieden sind. Ein einseitiger t-Test zeigt, dass die Preisabschläge für nichtverderbliche Produkte signifikant größer sind als die für verderbliche Produkte.

Der Test auf Varianzgleichheit für die prozentualen Preisänderungen von verderblichen und nichtverderblichen Produkten zeigt, dass die Nullhypothese abgelehnt wird. Damit sind die Varianzen ungleich.

Der Vergleich der prozentualen Preisabschläge bei Sonderangeboten zeigt ebenfalls, dass die Preisabschläge bei nichtverderblichen Produkten auch unabhängig vom Preisniveau höher sind als bei verderblichen Produkten.

Tabelle 17: Mittelwertvergleich der prozentualen Preisabschläge

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	95%-KI	
aendvrel	0,0498	0,0812	0,0474	0,0522
aendnvrel	0,1480	0,0718	0,1453	0,1507
diff	-0,0982		-0,1019	-0,0945
diff = Mittelwert (aendvre1) – Mittelwert (aendnvre1) Ho: diff = 0 t-Prob. = 0,0000***				
aendvrel = Prozentuale Preisänderung des verderblichen Produktes aendnvrel = Prozentuale Preisänderung des nichtverderblichen Produktes diff = Differenz *** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die Ergebnisse beider Tests zeigen, dass die erste Hypothese abgelehnt werden kann.

Sonderangebote bei verderblichen Produkten sind häufiger als bei nicht-verderblichen Produkten (H2).

Die folgende Tabelle zeigt, in wie vielen der 114 Geschäfte die Häufigkeit der verderblichen Produkte (v) als Sonderangebot signifikant größer ist, in wie vielen Geschäften die Häufigkeit der nichtverderblichen Produkte (nv) als Sonderangebot signifikant größer ist und in wie vielen Fällen keine signifikanten Unterschiede in der Sonderangebotshäufigkeit zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten bestehen. Zwei Geschäfte wurden aus den Berechnungen entfernt, da diese gar keine Sonderangebote offerieren.

Tabelle 18: Häufigkeiten von Sonderangeboten aufgegliedert nach Geschäften

Häufigkeit v = nv	Häufigkeit v > nv	Häufigkeit nv > v
45/72	9/72	18/72

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Bei der separaten Betrachtung für jedes Geschäft weisen 87,5% der Geschäfte bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit keine signifikanten Unterschiede

auf für einen einseitigen Anteilswerttest mit der Hypothese, dass Sonderangebote bei verderblichen Produkten häufiger vorkommen. Die Hypothese kann nur in 9 der 72 Fälle bestätigt werden. In 18 der 72 betrachteten Geschäfte sind Sonderangebote bei nichtverderblichen Produkten sogar häufiger als bei verderblichen.

Bei der gemeinsamen Betrachtung aller Geschäfte mit Hilfe eines Anteilstests ergeben sich in der Häufigkeit der Sonderangebote keine signifikanten Unterschiede zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten.

Tabelle 19: Anteilstest für alle verderblichen und nichtverderblichen Produkte in allen Geschäften

Variable	Mittelwert	Std. Abw.	95%-KI	
SAV	0,0903	0,0023	0,0858	0,0948
SANV	0,0886	0,0016	0,0854	0,0917
diff	0,0018	0,0028	-0,0038	0,0073
diff = Anteil (SAV) – Anteil (SANV) Ho: diff = 0 z-Prob. = 0,5329				
SAV = Sonderangebote für verderbliche Produkte SANV = Sonderangebote für nichtverderbliche Produkte diff = Differenz				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die Nullhypothese, dass die Mittelwerte gleich sind, kann nicht abgelehnt werden.

Die Ergebnisse zeigen, dass die zweite Hypothese abgelehnt werden kann.

Preisschwankungen innerhalb eines Geschäftes sind negativ korreliert zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten (H3).

Die erste Methode, die Schätzung einer OLS-Regression, zur Bestimmung der Korrelation zwischen Preisschwankungen beider Produktarten ist mit einem F-Prob.-Wert von 0,000 statistisch hoch signifikant⁵¹. Das R² zeigt mit ca. 68%, dass Preisschwankungen bei nichtverderblichen Produkten einen hohen Erklärungsbeitrag in Bezug auf Preisschwankungen bei verderblichen Produkten liefern.

⁵¹ Beim Testen der Modellannahmen ergibt auch hier der LR-Test auf Homoskedastizität, dass diese abgelehnt werden muss. Um der Heteroskedastizität Rechnung zu tragen, wird ein Modell mit robusten Standardfehlern geschätzt. Alle anderen Modellannahmen und zusätzlich die Annahme der Stationarität sind erfüllt.

Tabelle 20: Wechselbeziehungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten

Ind _v (abh.)	Koeffizient	Standardfehler (robust)	t-Wert
Ind _{nv}	0,5024	0,0015	345,97***
Konst.	0,9776	0,0691	14,15***
F-Prob. = 0,000*** R ² = 0,6847			
Ind _v = Indikatorvariable für Sonderangebote bei verderblichen Produkten Ind _{nv} = Indikatorvariable für Sonderangebote bei nichtverderblichen Produkten *** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.			

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die Ergebnisse zeigen eine signifikant positive Korrelation von Preisschwankungen zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten innerhalb eines Geschäftes. Die Richtung der Preisschwankungen wird dabei mit Hilfe von Indikatorvariablen dargestellt. Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zur Hypothese und zu den Ergebnissen von HOSKEN UND REIFFEN (2001), bei denen eine negative Korrelation zwischen den verschiedenen Produktarten besteht. HOSKEN UND REIFFEN (2001) testen die negative Korrelation zwar mit signifikanten Ergebnissen, die ihrer Hypothese entsprechen, stellen aber mit 0,02 ein sehr geringes Bestimmtheitsmaß (R^2) fest. Dieses Ergebnis zeigt, dass ihre exogene Variable in der Regression kaum einen Einfluss auf die endogene Variable, die Preisschwankungen des anderen Produktes, ausübt.

Bei der Untersuchung des Modells nach der zweiten Methode, in der die Mittelwerte unter gegebener Preisänderung der anderen Produktgruppe untersucht werden, kommt es zu folgenden Ergebnissen:

Tabelle 21: Ergebnisse der mittleren Preisveränderungen gegenüber dem Normalpreis

	Mittelwert	Standardfehler	t-Prob.-Wert	Beobachtungen
mittlere Veränderung des Preises beim verderblichen Produkt bei Preisanstieg des nichtverderblichen Produktes $\left(\frac{1}{n} \sum \Delta p_{i,v} \mid \Delta p_{i,nv} > 0\right)$	-0,0811	0,0022	0,000**	6402
mittlere Veränderung des Preises beim verderblichen Produkt bei Preissenkung des nichtverderblichen Produktes $\left(\frac{1}{n} \sum \Delta p_{i,v} \mid \Delta p_{i,nv} < 0\right)$	0,0502	0,0009	0,000**	19938
mittlere Veränderung des Preises beim nichtverderblichen Produkt bei Preisanstieg des verderblichen Produktes $\left(\frac{1}{n} \sum \Delta p_{i,nv} \mid \Delta p_{i,v} > 0\right)$	-0,0021	0,0011	0,052	6564
mittlere Veränderung des Preises beim nichtverderblichen Produkt bei Preissenkung des verderblichen Produktes $\left(\frac{1}{n} \sum \Delta p_{i,nv} \mid \Delta p_{i,v} < 0\right)$	0,0402	0,0005	0,000**	13644
*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level. ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level. * statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Diese zweite Methode zeigt negative Korrelation im Sonderangebotsverhalten zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten. Das bedeutet, dass bei einer Preiserhöhung der einen Produktart gleichzeitig der Preis der anderen Produktart gesenkt wird und umgekehrt. Die mittlere Veränderung ist jeweils negativ bei einer Produktart, wenn der Preis der anderen steigt und positiv, wenn der Preis der anderen Produktart sinkt. Drei dieser Ergebnisse sind statistisch hoch signifikant. Der Koeffizient bei

mittlerer Veränderung der Preise der nichtverderblichen Produkte unter Preisanstieg der verderblichen Produkte ist mit 10% Irrtumswahrscheinlichkeit ebenfalls signifikant. Damit kann Hypothese 3 hier angenommen werden. Dieses Ergebnis bestätigt die Hypothese von HOSKEN UND REIFFEN (2001), dass negative Korrelation zwischen den verschiedenen Produktarten bei der Preissetzung besteht. Die Ursache der Unterschiede in den Ergebnissen zwischen den Methoden könnte in der Aggregation der Daten liegen. Für ein multiples Modell werden die einzelnen Indikatorvariablen über alle verderblichen und alle nichtverderblichen Produkte in der ersten Methode addiert. Da Preissenkungen als Indikatorvariable -1 erhalten und Preiserhöhungen +1, können diese sich rechnerisch gegenseitig aufheben. Bei der zweiten Methode hingegen wird explizit unter der Bedingung der Preissenkung bzw. Preiserhöhung der anderen Produktart getestet. Dies hat zur Folge, dass die Wochen, in denen sich Preissenkungen und -erhöhungen aufheben, nicht berücksichtigt werden. Um die negative Korrelation zu bestimmen, ist die Errechnung der Mittelwerte unter gegebener Bedingung des anderen Mittelwertes zwar vorteilhaft, ein Nachteil ist jedoch die Vernachlässigung einiger Beobachtungen. Aus diesem Grund sind weitere Untersuchungen notwendig, um eine eindeutige Aussage zu treffen.

4.2.3 Zusammenfassung und Diskussion der Analyse für verderbliche und nichtverderbliche Produkte

Die Untersuchungen zeigen, dass Sonderangebote einen Anteil von ca. 22% an den gesamten Preisschwankungen erklären.⁵²

Tabelle 22: Verifizierung und Falsifizierung der Hypothesen

Nr.	Hypothese	Ergebnis
1	Preisschwankungen bei Sonderangeboten für nichtverderbliche Produkte sind höher als bei verderblichen Produkten.	✓
2	Sonderangebote bei verderblichen Produkten sind häufiger als bei nichtverderblichen Produkten.	x
3	Preisschwankungen innerhalb eines Geschäftes sind negativ korreliert zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten nach Methode 1.	x
	Preisschwankungen innerhalb eines Geschäftes sind negativ korreliert zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten nach Methode 2.	✓
✓ : Hypothese wird angenommen x : Hypothese wird abgelehnt		

Quelle: Eigene Darstellung.

Von den drei aufgestellten Hypothesen kann nur Hypothese 1 angenommen werden. Diese wird noch zusätzlich durch den Test der prozentualen Preisabschläge untermauert, da dieser die Ergebnisse auch unabhängig vom jeweiligen Preisniveau bestätigt. Hypothese 2 wird abgelehnt, und bei Hypothese 3 widersprechen sich je nach verwendeter Methode die Ergebnisse. Da nur die Hypothese über Unterschiede in der Höhe von Sonderangeboten zutrifft, kann nicht eindeutig festgestellt werden, ob insgesamt signifikante Unterschiede in der Sonderangebotssetzung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten bestehen.

HOSKEN UND REIFFEN (2001) sehen in ihren Untersuchungen ihre Hypothesen bestätigt, allerdings teilweise nur mit geringer empirischer Evidenz. Einige Koeffizienten weisen auch nur das richtige Vorzeichen auf, sind aber statistisch nicht signifikant. HOSKEN UND REIFFEN (2001) begründen

⁵² HERRMANN UND MÖSER (2002) analysieren zwar auch die Preisvariabilität durch Sonderangebote, berechnen in diesem Zusammenhang jedoch Variationskoeffizienten, weshalb die Ergebnisse nicht direkt vergleichbar sind.

die geringe Validität ihrer Untersuchungen mit den Schwächen der Daten. Durch die identifizierten Unterschiede zwischen verderblichen und nicht-verderblichen Produkten sehen HOSKEN UND REIFFEN (2001) die Existenz eines Potenzials zur Preisdiskriminierung bei nichtverderblichen Produkten im Gegensatz zu verderblichen Produkten bestätigt.

In der Analyse dieser Arbeit sind die Schwächen der Daten, die bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) auftreten, reduziert, da ein Kriterium zur Abgrenzung verderblicher und nichtverderblicher Produkte anhand des Mindesthaltbarkeitsdatums entwickelt und definiert wird. Die Modelle werden zudem auf den multiplen Fall übertragen.

Die Hypothese der Sonderangebotshäufigkeit, die abgelehnt wird, widerspricht den Ergebnissen von HOSKEN UND REIFFEN (2001). Hier ist aber zu berücksichtigen, dass sowohl bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) als auch in dieser Analyse kein kompletter Warenkorb betrachtet wird. Damit könnten auch produktspezifische Unterschiede zu abweichenden Ergebnissen führen. Zudem ist die Zuordnung verderblicher und nichtverderblicher Produkte bei HOSKEN UND REIFFEN (2001) nicht eindeutig und in der hier vorliegenden Analyse zwar eindeutig, aber nicht validiert.

Dass Unterschiede in der Sonderpreissetzung zwischen verderblichen und nichtverderblichen Produkten nicht eindeutig zu bestimmen sind, hat Implikationen für das zweite Modell, das in dieser Arbeit empirisch untersucht wird. RICHARDS (2006) argumentiert, dass sowieso regelmäßig eingekauft wird und die Produktart daher eine untergeordnete Rolle spielt. Daher schließt RICHARDS (2006) intertemporale Preisdiskriminierung in seinem theoretischen Modell als Einflussfaktor für die Setzung von Sonderangeboten aus. Diese Annahme wird durch die nicht eindeutigen Ergebnisse gestützt und unterstützt damit die Vernachlässigung der Produktart seitens RICHARDS (2006). Seine Annahme bezieht sich gleichzeitig auch auf die Tatsache, dass es nicht nur auf die Produktart ankommt, sondern auch entscheidend ist, ob der Konsument überhaupt eine Präferenz hat, bestimmte Produkte einzulagern oder nicht.

Ansatz zur Untersuchung von Kauffrequenzen

Es zeigt sich, dass das Hauptproblem der vorangegangenen Analyse in der Frage nach der Lagerhaltung besteht. Einen Ansatz zur Problemlösung bieten als Ergänzung der Madakomdaten als Handelspanel Haushaltspanel-daten. Mit Hilfe eines solchen Datensatzes kann versucht werden, einzelnen Beschränkungen des Forschungsprojektes zu begegnen, da nur diese Daten bisher in der Lage sind, soziodemographische Eigenschaften der Konsumenten einzelnen Kaufereignissen zuzuordnen. Um das Problem der Lagerhaltung methodisch zu untersuchen, gibt es alternative Anätze. Hier werden Hazard-Modelle und die Kerndichteschätzung kurz vorgestellt (zur genaueren Vorgehensweise vgl. HOLGER NOWAK (2002), SILVERMAN (1986), WAND UND JONES (1995)).

Hazard-Modelle

So genannte Hazard-Modelle schätzen zu jedem Zeitpunkt eine bedingte Wahrscheinlichkeit für das „Risiko“ (Hazard) des Eintretens eines Ereignisses (CLEVES, GOULD ET AL., 2004). Auf diese Weise könnten auch die Kaufzeitpunkte geschätzt werden. Die Kaufzeitpunkte fließen als endogene Variable in das Modell ein. Als exogene Variablen werden Faktoren bestimmt, die die Kaufzeitpunkte beeinflussen, wie z. B. Produkteigenschaften, Nachfragemengen und Konsumhäufigkeit, sowie Haushaltscharakteristika, sofern diese Informationen vorliegen. Ein Vorteil der Hazardverfahren gegenüber Standardverfahren ist zum einen die Übertragbarkeit auf viele Bereiche und zum anderen der Wegfall der Normalverteilungsannahme der endogenen Variablen.

Das Hazardverfahren wird vor allem für drei Fragestellungen verwandt (Nowak, 2002):

1. In welcher Reihenfolge treten einzelne Ereignisse auf?
2. Welche Dauer haben die einzelnen Zustände bzw. zu welchen Zeitpunkten finden die einzelnen Ereignisse statt?
3. Zwischen welchen Zuständen tritt ein Übergang auf bzw. um welches Ereignis handelt es sich?

Hazard Modelle schätzen für jede einzelne Kovariate⁵³ einen Regressionsparameter. Der Einfluss jeder Kovariate auf die Ereignisse wird zu jedem Zeitpunkt als gleich angenommen. Des Weiteren lassen sich drei Fragen stellen, die mit Hilfe dreier verschiedener Funktionen beantwortet werden können:

1. Zu welchem Zeitpunkt ist eine Änderung des Zustands am wahrscheinlichsten?
2. Wie wahrscheinlich ist das Verbleiben in einem Zustand zu einem Zeitpunkt?
3. Wie groß ist das Risiko eines Wechsels, vorausgesetzt, dass noch kein Wechsel stattgefunden hat?

Die Funktionen sind die Sterbewahrscheinlichkeit bzw. bei kontinuierlichen Zeitachsen die Dichtefunktion, die Verteilungsfunktion der Überlebenswahrscheinlichkeiten, sowie die Risikofunktion. Mit Hilfe dieser Funktionen können die oben gestellten Fragen beantwortet bzw. errechnet werden.

⁵³ Als Kovariaten werden die exogenen Variablen in Hazard-Modellen bezeichnet.

Hazardanalyse anhand des Haushaltspanels der GfK

Das hier angewendete Verfahren gehört zu den parametrischen Survivalverfahren.⁵⁴ Zur Erklärung des Kaufzeitpunktes werden verschiedene Verteilungen unterstellt. Um den Effekt der Menge pro Kopf auf die Kauffrequenz zu bestimmen, wird hier ein so genanntes Accelerated-Failure-Time-Model (AFTM) verwendet. Das zugrunde liegende Modell lautet wie folgt:

$$\ln t_j = x_j \beta + z_j \quad (\text{F 4.3})$$

Dabei ist x_j der Vektor der Kovariaten und β der Vektor ihrer Regressionskoeffizienten. z_j ist der Fehlerterm mit einer bestimmten Dichtefunktion. Nach der Form des Fehlerterms bestimmt sich das Regressionsmodell. Wenn eine logistische Verteilung unterstellt wird, ist die geschätzte Regression eine log-logistische Regression. Wenn eine Normalverteilung zugrunde gelegt wird, ist die Regressionsform eine lognormale Funktion. Bei einer Extremwertverteilung⁵⁵ wird die Kauffrequenz mit Hilfe einer Weibull Regression geprüft.

Tabelle 23: Ergebnisse der Hazardanalyse für Pizza

	Weibull	lognormal	log-logistic
pmenge	0,8845**	0,8186***	0,7954**
Konst.	1,6226***	1,1292***	1,1348***
Ancillary	0,9598	1,0528	0,6261
log-likelihood	-79,2258	-74,9921	-76,6292
AIC	164,4516	155,9842	159,2584
*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level. ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level. * statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.			

Quelle: Eigene Berechnung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

⁵⁴ Die Begriffe Hazardanalyse und parametrische Survivalverfahren werden synonym verwendet.

⁵⁵ Eine Extremwertverteilung ist eine stetige Wahrscheinlichkeitsverteilung zwischen den Extremwerten X_{\min} und X_{\max} . Die Verteilung der Extremwerte hängt stark von dem Umfang der Stichprobe ab, d.h. die Extremwerte sind stochastisch umso größer, je größer die Stichprobe ist (Sachs, 1999: 163).

Die Kovariate pmenge gibt den Einfluss der Menge pro Person auf die Kauffrequenz an. Der positive Koeffizient sagt aus, dass bei steigender gekaufter Menge die Abstände zwischen den einzelnen Kaufereignissen größer werden. Dies deutet bei Pizza auf Lagerhaltung hin. Danach wäre Pizza ein lagerfähiges Produkt und müsste somit zu den nichtverderblichen Produkten gezählt werden. Die Koeffizienten sind in allen drei Varianten signifikant.

Da es keine theoretischen Annahmen darüber gibt, welche Verteilung vorzuziehen ist, werden die Informationskriterien (AIC) verglichen. Je kleiner das Informationskriterium ist, desto besser ist das Modell geeignet. Das Kriterium zeigt, dass das lognormale Modell den anderen Modellen vorzuziehen ist. Der Log-Likelihood-Wert bestätigt dieses Ergebnis. Der Parameter der Baseline-Verteilung (Ancillary) zeigt, dass die Kaufwahrscheinlichkeit steigt, je größer die Abstände zwischen den einzelnen Kaufereignissen werden.

Tabelle 24: Ergebnisse der Hazardanalyse für Suppe

	Weibull	lognormal	log-logistic
pmenge	-0,0035**	-0,0387**	-0,0432**
Konst.	2,4326***	1,7745***	1,6905***
Ancillary	0,7489	1,4274	0,8655
log-likelihood	-2439,0760	-2276,2342	-2307,4501
AIC	4884,1520	4558,4680	4620,9000
*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.			
** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level.			
* statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.			

Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

Der Koeffizient für pmenge gibt den Einfluss der Menge pro Person auf die Kauffrequenz an. Der negative Koeffizient weist darauf hin, dass bei zusätzlich gekaufter Menge die Kauffrequenzen kleiner werden. Dies widerspricht der Theorie der Lagerhaltung und bedeutet, dass Haushalte, die sowieso viel Suppe kaufen, dieses auch häufig tun. Die Koeffizienten sind bei allen drei unterstellten Verteilungen signifikant.

Die Informationskriterien zeigen, dass für Suppe das lognormale Modell am besten geeignet ist. Der Parameter der Baseline-Verteilung zeigt, dass die Kaufwahrscheinlichkeit sinkt, je größer die Abstände zwischen den einzelnen Kaufereignissen werden. Das erscheint unplausibel, da bei langen Spannen zwischen Kaufereignissen noch weniger gekauft werden würde.

Kerndichteschätzung

Die zweite Möglichkeit, Frequenzen von Ereignissen zu bestimmen, ist die so genannte Kerndichteschätzung. Die Kerndichteschätzung gehört zu den nichtparametrischen Schätzverfahren (WAND UND JONES, 1995). Sie gehört weiter zu den so genannten strukturfindenden Verfahren. Eine Kerndichteschätzung ist geeignet, um Häufigkeiten abzubilden. Eine Vorstufe zur Kerndichteschätzung ist das Histogramm. Eine Kerndichteschätzung hat gegenüber einem Histogramm jedoch folgende Vorteile (WOLF UND SUMNER, 2001: 80f.):

1. Da sie stetig ist, ist sie anschaulicher als ein Histogramm.
2. Die einzelnen Beobachtungen innerhalb des betrachteten Intervalls mit der Bandbreite h werden in Abhängigkeit zur Intervallmitte gewichtet, wodurch der Einfluss von Ausreißern sinkt.
3. Der Beginn des ersten Intervalls ist genauer definiert als im Histogramm.
4. Intervalle können in Histogrammen nicht überlappen.

Die Kerndichteschätzung bietet durch diese Vorteile eine effizientere Ausnutzung der Informationen aus einer Stichprobe im Vergleich zu Histogrammen (Wand, Jones, 1995: 7). Die optimale Intervalllänge für eine Kerndichteschätzung kann nach der so genannten Daumenregel von Silverman (SILVERMAN (1986: 45) bestimmt werden. Dabei ist die optimale Intervalllänge $h = 1,06\sigma n^{-1/5}$.

n stellt die Zahl der Beobachtungen in der Stichprobe dar. σ ist die Standardabweichung der Stichprobe.

Kerndichteschätzung anhand des Haushaltspanels der GfK

Die folgende Untersuchung ist ein Ansatz, mit Hilfe einer Kerndichteschätzung das festgelegte Kriterium für die Einteilung in verderbliche und nichtverderbliche Produkte zu überprüfen. Hier kommen die Daten des Haushaltspanels der GfK zur Anwendung, anhand derer sich Kauffrequenzen illustrieren lassen. Aus den Daten werden die in der Tabelle 25 dargestellten Informationen genutzt. Diese zeigt den Aufbau der Datenmatrix, in der nach Haushalten sortiert die verschiedenen Angaben gemacht werden.

Tabelle 25: Datenmatrix des GfK-Haushaltspanels

	Produkt	Anzahl	Menge	Zahl der HH-Mitglieder	Kaufdatum
Haushalte

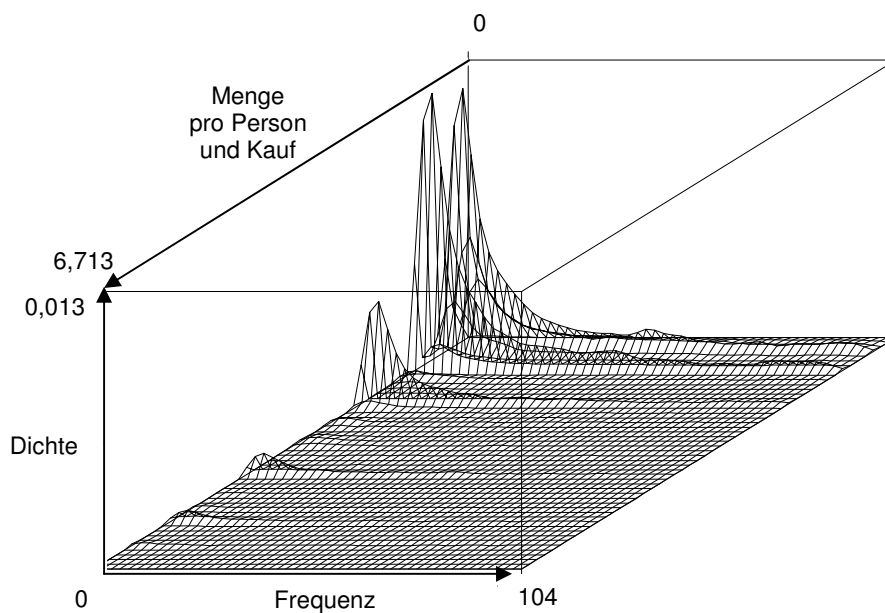
Quelle: Eigene Darstellung.

Eine Anwendung der Kerndichteschätzung auf die Analyse der Kauffrequenz wird am Beispiel zweier Produkte, Tiefkühlpizza und Suppe in Konserven, aus dem GfK-Haushaltspanel illustriert.⁵⁶ Die täglichen Beobachtungen über die Einkäufe werden für die Jahre 2002 und 2003 wochenweise pro Haushalt aufsummiert. Anschließend wird die Einkaufsfrequenz geschätzt, indem die Wochen mit Kaufereignissen für jeden Haushalt voneinander abgezogen werden. Daraus ergeben sich die Abstände zwischen den Kaufereignissen. Anschließend werden die gekauften Mengen in Relation zu der Zahl der Haushaltsmitglieder gesetzt, um für unterschiedliche Haushaltsgrößen zu kontrollieren.

⁵⁶ Diese Produkte werden gewählt, da die vorher untersuchten Produkte bis auf Pizza im kompletten GfK-Datensatz zwar enthalten sind, aber dieser Arbeit nicht zur Verfügung stehen.

Als erstes werden Kerndichteschätzungen über Mengen und Frequenzen beim Kauf von Pizza als verderbliches Produkt und Suppen als nichtverderbliches Produkt für alle Haushalte durchgeführt. Auf der x-Achse ist die Frequenz dargestellt. Diese reicht vom wöchentlichen Kaufereignis bis zu einem Kaufereignis in zwei Jahren. Auf der y-Achse ist die Wahrscheinlichkeitsdichte abgetragen, und die z-Achse zeigt die gekaufte Menge pro Person. Die Kerndichte von Pizza zeigt, dass Pizza meistens in sehr kleinen Mengen gekauft wird (vgl. Abbildung 13). Der steile Abfall der Gipfel mit zunehmender Frequenz illustriert, dass die Frequenz der Pizzakäufe für einzelne Haushalte nur kleine Abstände aufweist. Dies spricht für einen regelmäßigen Pizzakonsum, aufgrund der kleinen Menge pro Kopf und kauft jedoch auch gegen Lagerhaltung.

Abbildung 13: Bivariate Kerndichteschätzung für Pizza

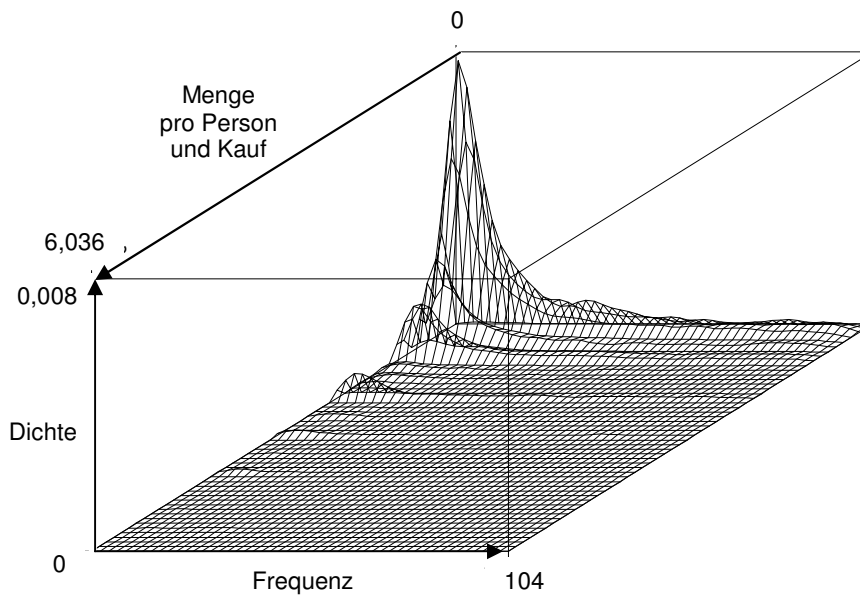


Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK-Haushaltspanel 2002/2003.

Bei Suppe (vgl. Abbildung 14) ist der Abfall der Gipfel auf der Frequenzachse (x-Achse) flacher als bei Pizza. Der Abstand zwischen den einzelnen Kaufereignissen ist damit größer als bei Pizza, d.h., dass Suppe seltener gekauft wird. Da jedoch die Dichte auch hier bei ein und zwei Portionen pro Haushaltsmitglied am höchsten ist, d.h. die meisten Haushalte nur ein oder zwei Portionen Suppe auf einmal kaufen, sprechen die Ergebnisse eher für einen seltenen Konsum als für Lagerhaltung. Wenn Konsumenten Suppe bis zum nächsten Einkauf einlagern und nicht gleich konsumieren,

wird dies jedoch am Zusammenhang zwischen Mengen und Kauffrequenz nicht deutlich.⁵⁷ Die Kerndichteschätzungen zeigen, dass Suppen wie auch Pizza vorwiegend in kleinen Mengen von ein bis zwei Stück pro Haushaltsmitglied gekauft werden.

Abbildung 14: Bivariate Kerndichteschätzung für Suppe



Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK-Haushaltspanel 2002/2003.

Ob ein Zusammenhang zwischen Kauffrequenz und Menge besteht, wird neben den Kerndichteschätzungen auch in Form einer Korrelationsanalyse untersucht.

Korrelationsanalyse des Haushaltspanels

Um statistische Kennziffern zu erhalten, erfolgt eine Untersuchung zur Einkaufsfrequenz bestimmter Produkte anhand eines Vergleiches der Korrelationskoeffizienten von Kauffrequenz und Menge pro Haushaltsmitglied.

Es wird erwartet, dass der Korrelationskoeffizient zwischen der Menge pro Haushaltsmitglied und der Frequenz bei nichtverderblichen Produkten von Null verschieden ist. Es wird angenommen, dass die Frequenz, d.h. die Abstände zwischen den Kaufereignissen größer werden, wenn bei einzel-

⁵⁷ Die univariaten Kerndichteschätzungen für die Menge und die Frequenz sind im Anhang dargestellt (vgl. Anhang S. 219f.).

nen Kaufereignissen größere Mengen gekauft werden, da die Produkte eingelagert und in der Zwischenzeit weiter konsumiert werden können.

Bei verderblichen Produkten hingegen wird keine Korrelation zwischen Kauffrequenz und gekaufter Menge erwartet. Da angenommen wird, dass dieses Produkt nicht lagerfähig ist, kann zu keinem Zeitpunkt mehr gekauft werden als auch konsumiert werden kann.

Der Korrelationskoeffizient von Pizza, dem als verderblich angenommenem Produkt, beträgt 0,0109. Dieser Wert ist nicht signifikant von Null verschieden. Daher lässt sich kein Zusammenhang zwischen Kauffrequenz und gekaufter Menge pro Haushaltsmitglied erkennen. Dieses Ergebnis entspricht den Erwartungen.

Der Korrelationskoeffizient für Suppe, das lagerfähige Produkt, ist mit -0,0274 signifikant von Null verschieden. Allerdings ist hier das Vorzeichen anders als erwartet negativ. Während erwartet wird, dass bei größeren Kaufabständen auch größere Mengen gekauft werden, zeigen die Ergebnisse, dass bei wachsenden Kaufabständen die gekauften Mengen kleiner werden. Dieses Ergebnis kann seine Ursachen auch generell in seltenem Konsum von Konservensuppen haben. Auch wenn Suppe eingelagert werden könnte, scheint es nicht häufig zu geschehen, da Suppe nicht kontinuierlich konsumiert wird.

Der Vergleich der Korrelationskoeffizienten zeigt, dass die Koeffizienten signifikant voneinander verschieden sind. Aus den bisherigen Ergebnissen können jedoch noch keine Schlussfolgerungen hinsichtlich der Lagerhaltung abgeleitet werden.

Beschränkungen der Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte

Die Analyse verderblicher und nichtverderblicher Produkte ist durch einige Aspekte bezüglich der Datenqualität beschränkt: Die Unterscheidung in verderbliche und nichtverderbliche Produkte ist allein mit dem Handelspanel der Madakom GmbH nicht durchführbar.⁵⁸ Die Abgrenzung eines kompletten Warenkorb zur Errechnung der Unterschiede zwischen den beiden Produktgruppen ist ebenfalls nicht möglich, da keine Angaben darüber bestehen, welcher Kauf welchem Konsumenten zuzuordnen ist. Zudem ist die Verfügbarkeit aller untersuchten Produkte nicht in allen Geschäften der Stichprobe gegeben, weshalb für die Untersuchungen wesentlich weniger Geschäfte zur Verfügung stehen als in der Stichprobe

⁵⁸ GfK-Daten als Haushaltsdaten liegen nur für ein untersuchtes Produkt (Pizza) vor.

enthalten sind. Daher richtet sich die Produktauswahl nicht nur nach den marktführenden Marken, sondern auch nach der Distribution in den untersuchten Geschäften. Durch die Verteilung der Geschäfte über ganz Deutschland ist außerdem die Abbildung der Konkurrenzsituation für einzelne Geschäfte nicht gegeben. Diese beeinflusst aber die Höhe der Transaktionskosten für den Konsumenten, da benachbarte Geschäfte zu erreichen geringe Transaktionskosten verursacht. Somit wirkt die direkte Konkurrenzsituation auch auf das Sonderangebotsverhalten.

Zur Ergänzung eines Handelspanels werden umfassende Haushaltspanel-daten benötigt, da sich bisher nur mit Hilfe solcher Datensätze soziodemographische Angaben mit Kaufereignissen verbinden lassen.

Allerdings entstehen bei der Anwendung des hier vorliegenden GfK-Haushaltspanels wieder neue Grenzen: Außer Getränken ist in dem vorliegenden Datensatz mit Suppe in Konserven nur ein eindeutig nichtverderbliches Produkt vorhanden.

Die Vergleichbarkeit der Produkte bezüglich ihres Kaufvolumens ist durch die geringe Anzahl an zur Verfügung stehenden Produkten nicht gegeben.

Des Weiteren existiert zwar eine Variable, die die Haushaltphase beschreibt, dennoch ist nicht klar abzugrenzen, wie viele erwachsene Personen und wie viele Kinder in den einzelnen Haushalten leben. Diese Angaben sind für die Bestimmung und Beurteilung von gekauften Mengen jedoch von entscheidender Bedeutung, da kleine Kinder weniger Nahrung konsumieren als Erwachsene. Zudem ist die Information über die Zahl der Haushaltsmitglieder nicht über alle vier Jahre der Stichprobe verfügbar, sondern nur für das Jahr 2003 durchgängig berichtet. Ein Lösungsansatz für dieses Problem wäre die Untersuchung von Single-Haushalten. Single-Haushalte bestehen in jedem Fall aus einem erwachsenen Konsumenten. Allerdings finden THIELE UND WEISS (2003) heraus, dass sich die Nachfrage nach Lebensmittelvielfalt von Single-Haushalten, vor allem von männlichen Single-Haushalten, signifikant von anderen Haushalten unterscheidet. Im Hinblick auf dieses Ergebnis müssten weitere Untersuchungen durchgeführt werden, um zu beurteilen, ob Single-Haushalte bei einzelnen Produkten repräsentativ für alle Haushalte eingesetzt werden können.

Zur Überprüfung des Kriteriums für verderbliche und nichtverderbliche Produkte wird anhand der Kauffrequenz in den GfK-Daten (vgl. Kap. 4.2.2) abgeglichen, welche Produkte tatsächlich eingelagert werden und welche nicht bzw. welche regelmäßig gekauft werden. Bei dieser Bestimmung treten jedoch einige Probleme auf. Ein wesentliches Problem ist der unregelmäßige Konsum. Bei Produkten, die nur selten gekauft werden, gibt

es keine Möglichkeit festzustellen, ob diese nach dem Kauf gleich konsumiert oder erst eingelagert werden. Durch Einfrieren sind auch verderbliche Produkte lagerfähig, wenn man die Lagerhaltungskosten außer Acht lässt. An dieser Stelle ergibt sich das zweite Problem. Es ist anzunehmen, dass Hausbewohner über höhere Lagerungskapazitäten verfügen als Wohnungsbewohner. Diese Angabe wird aus den GfK-Daten jedoch nicht ersichtlich. Weiter ist zwischen Land- und Stadthaushalten zu unterscheiden, da sich hier die Transaktionskosten für den Einkauf wesentlich unterscheiden können. Dies könnte zu einer Inkaufnahme höherer Lagerhaltungskosten führen, wenn der Haushalt auf dem Land ist und längere Anfahrtswege zur Einkaufsstätte zurückzulegen sind. Außerdem ist nicht nur die generelle Lagerfähigkeit eines Produktes zu berücksichtigen, sondern auch die Neigung des Konsumenten, bestimmte Produkte überhaupt einzulagern. Die genannten Probleme dokumentieren, dass das Haushaltspanel der GfK als Mittel zur Überprüfung genutzt werden kann, jedoch dadurch, in der verfügbaren vorliegenden Form, noch kein eindeutiges Kriterium aufgrund der Kauffrequenzen ermittelt bzw. festgelegt werden kann.

4.3 Analyse von Sonderangebotshöhe und –breite

Anknüpfend an die Erkenntnisse aus vorliegenden empirischen Arbeiten wird der Zusammenhang zwischen Anzahl und Höhe der Preisdeduktion bei Sonderangeboten analysiert und eine mehrstufige Modellspezifikation entwickelt, die die Einflussfaktoren auf diese beiden Instrumente für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel am Beispiel Butter berücksichtigt.

4.3.1 Methodische Vorgehensweise

4.3.1.1 Methodische Grundlagen der Paneldatenanalyse

Der vorliegende Datensatz ist ein Panel über 12 Butterprodukte in 17 Geschäften über 104 Wochen. Die 17 Geschäfte ergeben sich aus der Verfügbarkeit der sechs größten Ketten in Norddeutschland im vorliegenden Datensatz. Die 12 Produkte sind nach den höchsten Absatzzahlen in den vorliegenden Geschäften gewählt. Weitere Produkte weisen in den norddeutschen Geschäften einen wesentlich kleineren Absatz auf als die gewählten 12. Als Lösungsansatz scheint die Methode der

Paneldatenanalyse das adäquate Verfahren zu sein, um im vorliegenden Datensatz Sonderangebote zu analysieren. Die von RICHARDS (2006) verwandte gepoolte Methodik zur Schätzung von Sonderangebotshöhe und -breite wird für den deutschen Markt getestet und entsprechend weiterentwickelt, um die Vorteile der Paneldatenanalyse zu nutzen. Damit ist die vorliegende Arbeit die erste für den deutschen Markt, die die Vorteile einer mehrstufigen Schätzung für Sonderangebote mit der Panelmethodik verbindet.

Schätzungen mit Hilfe von Paneldatensätzen weisen in der wirtschaftswissenschaftlichen Forschung gegenüber einzelnen Querschnitts- und Zeitreihenanalysen zahlreiche Vorteile auf (HSIAO, 2004: 3). Die Paneldatenanalyse stellt eine Kombination aus Zeitreihen- und Querschnittsdatenanalyse dar. Im Querschnitt können verschiedene Gruppen, Objekte oder Individuen, die so genannten Merkmalsträger (N) zu einem Zeitpunkt betrachtet werden. Zeitreihen beziehen sich auf einen Merkmalsträger über die Zeit (T). In der vorliegenden Arbeit sind die Merkmalsträger N die Produkte in den einzelnen betrachteten Geschäften, insgesamt 115, da nicht alle Buttersorten in allen ausgewählten Geschäften verfügbar sind. Die Beobachtungen laufen wöchentlich über einen Zeitraum von zwei Jahren, wodurch die zeitliche Dimension T von 104 Beobachtungen gegeben ist. Die gleichzeitige Einbeziehung der zeitlichen Dimension und der Querschnittsdimension führt zu Effizienzgewinnen im Vergleich zu einfachen Zeitreihen oder Querschnittsanalysen (HSIAO, 2004: 3 und FENDEL, 2004: 736). Die Erhöhung der Datenmenge durch die Kombination beider Dimensionen kann die Zahl der Freiheitsgrade steigern und die geschätzten Standardfehler senken. Zusätzlich wird eine mögliche Multikollinearität zwischen den verschiedenen erklärenden Variablen gesenkt (HSIAO, 2004: 3). Unbeobachtete Querschnittsheterogenität, die nach der ökonomischen Theorie zwischen den Merkmalsträgern besteht, kann durch die Panelanalyse berücksichtigt werden. Hierzu zählen beispielsweise unterschiedliche Unternehmensstrategien, aber auch individuelle Unterschiede in Preisimage und Managerfähigkeiten in den verschiedenen Geschäften. Unbeobachtete Effekte werden wie zufällige Variablen behandelt. Eines der wichtigsten Aspekte der Panelanalyse ist die Problemlösung in Bezug auf diese ausgelassenen Variablen (WOOLDRIDGE, 2002: 247). Das Ziel ist es, trotz dieser ausgelassenen bzw. unbeobachteten Variablen, die im Folgenden mit c bezeichnet wird, konsistente Schätzer zu erhalten. Paneldaten ermöglichen die Beantwortung bestimmter Fragen, die einzeln weder im Querschnitt noch in der Zeitreihenanalyse beantwortet werden können (HSIAO, 2004: 3). Ohne Einbezug der zeitlichen Dimension können

im Querschnitt keine Rückschlüsse auf eine zeitliche Entwicklung gezogen werden (HSIAO, 2004: 4). Wenn im Panel y , die endogene Variable und X , die Matrix der exogenen Variablen beobachtbare zufällige Variablen sind, dann sollte c konstant sein, um partielle Effekte der beobachtbaren exogenen Variablen zu erhalten. Wenn auf der einen Seite c und X unkorreliert sind, dann ist c einfach ein unbeobachteter Faktor, der die endogene Variable beeinflusst, aber nicht systematisch mit den exogenen Variablen, deren Einfluss von Interesse ist, verbunden ist. Dann wäre β konsistent. Wenn auf der anderen Seite X nicht mit c korreliert ist, ist c ein eigenständiger Faktor, der y beeinflusst. Wenn c als zusätzliche Information jedoch einfach in den Störterm mit einfließt, können auch im Panel die Koeffizienten nicht konsistent geschätzt werden.

Eine einfache Querschnittsanalyse liefert bei Korrelation zwischen c und den exogenen Variablen verzerrte Schätzer (CHAMBERLAIN, 1984: 1248). Unter zusätzlichen Annahmen existieren verschiedene Lösungsansätze. Bei Betrachtung eines einfachen Querschnittsdatensatzes gibt es für dieses Problem drei Lösungsmöglichkeiten.

1. Die erste Möglichkeit besteht darin, einen Proxy für c zu bilden und dann eine normale OLS-Schätzung durchzuführen.
2. Die zweite Möglichkeit wäre die Bildung einer Instrumentvariablen, die mit X korreliert ist. In einem zweiten Schritt wie z. B. bei einer zweistufigen Kleinstquadrat-Methode könnte die Instrumentvariable in die Regression einfließen.
3. Als dritte Möglichkeit könnten Indikatorvariablen für c ermittelt werden, die in eine Prozedur mit multiplen Instrumentvariablen einfließen können.

Wenn aber Längs- und Querschnittsinformationen vorhanden sind, entstehen durch deren Nutzung bei Paneldaten entscheidende Vorteile gegenüber einzelnen Quer- oder Zeitreihenmethoden. Dabei ist die Annahme der zeitlichen Invarianz von c entscheidend. Eigenschaften, wie z. B. Firmencharakteristika oder Managerfähigkeiten können über relativ kurze Zeiträume als konstant angenommen werden. Je nachdem, ob die Merkmalsträger Heterogenität aufweisen oder nicht, gibt es unterschiedliche Möglichkeiten zur Schätzung von Paneldaten. Dazu gehören die Berechnung so genannter gepoolter Daten, die Berechnung fester Individualeffekte, sowie die Berechnung zufälliger Individualeffekte.

1. Gepoolte Regression

Als erstes wird die Möglichkeit zur Schätzung mit gepoolten Daten erläutert. Diese hat die Vernachlässigung der Heterogenität c in Zeit- und Querschnittsdimension zur Folge. Damit ignoriert sie den Panelcharakter der Daten. Die Schätzgleichung hat die Form:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + u_{it} \quad (\text{F 4.4})$$

Die Koeffizienten α , β_1 , β_2 sind Skalare. Das bedeutet, dass sowohl die Konstante als auch die Steigungsparameter für alle Merkmalsträger konstant sind. Die Gleichung lässt sich daher mit der Kleinstquadratmethode (OLS) schätzen. Die gesamte Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern und über die Zeit ist lediglich unspezifisch im Störterm erfasst. Die Heterogenität, die zwischen den Merkmalsträgern, d.h. in dieser Arbeit zwischen den einzelnen Produkten in den verschiedenen Geschäften, besteht, wird damit ignoriert. Dadurch kann es zu einem so genannten Heterogenitäts-Bias kommen (HSIAO, 2004: 8). Unter Verwendung der Kleinstquadrat-Regression muss die Annahme gelten, dass die Regressionsparameter für alle Querschnittsdaten (Produkte in den verschiedenen Geschäften) und Daten über die Zeit (Wochen) die gleichen Werte annehmen (HSIAO, 2004: 14). Das bedeutet, dass zwischen den unbeobachteten Effekten und den erklärenden Variablen keine Korrelation bestehen darf, um unverzerrt und konsistent schätzen zu können (WOOLDRIDGE, 2002: 249). Wenn diese Annahme nicht gilt, kann die gepoolte Regression zu verzerrten Rückschlüssen zwischen den Variablen führen. Da bei Panelschätzungen die notwendigen Voraussetzungen für gepoolte Schätzungen nicht erfüllt sein müssen, werden im Folgenden die Möglichkeiten zur Berechnung mit Hilfe einer Panelschätzung erläutert. Im Anschluss an die Erläuterung der verschiedenen Möglichkeiten zur Modellschätzung erfolgt eine Diskussion der Modelle, um die Eignung der verschiedenen Ansätze für den vorliegenden Datensatz zu bestimmen.

2. Feste Individualeffekte

Um die Heterogenität der Merkmalsträger, die sich in dieser Arbeit durch die verschiedenen Buttersorten ergibt, zu berechnen, wird ein Modell mit so genannten festen Individualeffekten oder auch fixen Effekten (FE) geschätzt. Diese fixen Effekte bilden eine spezifische Konstante für jede Gruppe, hier jedes der n Produkte in jedem Geschäft. Die Schätzgleichung lautet:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + u_{it} \quad (\text{F 4.5})$$

Der Index i benennt die Variation über die Merkmalsträger. Damit ist α_i ein Vektor für alle Merkmalsträger bzw. die einzelnen Produkte in den verschiedenen Geschäften. Der Vektor α_i variiert nicht über die Zeit, wie z.B. Ort oder Verkaufsfläche des Geschäfts, in dem das betrachtete Produkt angeboten wird. α_i wird als „Fixed-effects“-Schätzer bzw. Schätzer mit festen/fixen Individualeffekten (FE) bezeichnet (GREENE, 2000: 560) und bildet eine spezifische Konstante für jeden Merkmalsträger. In der zeitlichen Invarianz des Fixed-Effects-Schätzers besteht in der Anwendung der Hauptunterschied zum so genannten „Random-Effects“-Schätzer (RE), der im nächsten Abschnitt genauer erläutert wird. Die Störgröße des Modells besteht aus zwei Komponenten, einer allgemeinen und einer individuellen, die über die Zeit konstant ist. Die Annahme, auf der diese Schätzung inhaltlich basiert, ist, dass zwei Beobachtungen des gleichen Merkmalsträgers sich zu verschiedenen Zeitpunkten ähnlicher sind als zwei Beobachtungen unterschiedlicher Merkmalsträger zum gleichen Zeitpunkt. Ein Beispiel sind in dieser Arbeit Preisreihen. Diese variieren für einzelne Produkte in denselben Geschäften wahrscheinlich weniger als die Preise im Vergleich zu anderen Geschäften.

Eine Möglichkeit der formalen Darstellung für die so genannten festen Individualeffekte ist die in Form einer Matrix aus Dummy-Variablen, wobei die Dummy-Variablen für den entsprechenden Merkmalsträger jeweils eine 1 erhalten und ansonsten eine 0 (FENDEL, S.738). Daraus entsteht eine Referenzsituation, in Abhängigkeit derer Verschiebungen interpretiert werden können. Die Konstanten der anderen Merkmalsträger bilden jeweils den Differenzeffekt zur Referenzsituation ab. Bei der Schätzung mit Hilfe der Kleinstquadratmethode wären N Merkmalsträger zu bestimmen, was die Zahl der Freiheitsgrade deutlich senkt. Daher wird vor der Schätzung eine Transformation durchgeführt, die die Dummy-Variablen eliminiert. Diese Datentransformation erfolgt in Form einer Mittelwertbereinigung. Anschließend kann mit der Kleinstquadratmethode geschätzt werden. Diese Darstellung des Modells wird als „Least Square Dummy Variable Model“

(LSDV) bezeichnet (GREENE, 2000: 560). Das Modell der fixen Effekte ist dann sinnvoll anzuwenden, wenn die Sicherheit besteht, dass die Unterschiede zwischen Merkmalsträgern als parametrische Verschiebungen der Regressionsfunktion abgebildet werden können (GREENE, 2000: 567). Wenn parametrische Verschiebungen bei den einzelnen Merkmalsträgern zu erwarten sind, die in ihren unbeobachtbaren Variablen zeitlich invariant sind, sind andere Dummy-Variablen, z. B. für einen bestimmten Geschäftstyp, die ebenfalls zeitlich invariant sind, nicht anwendbar, da sie von den unbeobachtbaren Effekten nicht separiert werden können. Da der beschriebene LSDV-Schätzer die Variation innerhalb eines Merkmalsträgers über die Zeit und nicht zwischen den Merkmalsträgern bestimmt, wird dieser Fixed-Effects-Schätzer auch als Within-Schätzer bezeichnet (WOOLDRIDGE, 2002: 269). Vor allem für große T, d.h. viele Beobachtungen über die Zeit, ist der Within-Schätzer konsistent. Als Gegenstück zum Within-Schätzer bzw. Fixed-Effects-Schätzer existiert auch ein so genannter Between-Schätzer. Dieser bestimmt die Variation der individuellen Mittelwerte zwischen den Merkmalsträgern. Unter der Annahme, dass c und die exogenen Variablen unkorreliert sind, ist der Between-Schätzer zwar konsistent, lässt aber alle Zeitreihen-Informationen außer Acht. Daher ist der so genannte Random-Effects-Schätzer, der im Anschluss genauer erklärt wird, effizienter als ein Between-Schätzer (WOOLDRIDGE, 2002: 269). Der Between-Schätzer wird wie der Fixed-Effects-Schätzer mit der Kleinstquadratmethode geschätzt (STATA CORP, 2005: 288).

3. Zufällige Individualeffekte

Vor allem bei Zufallsstichproben können zufällige Individualeffekte entstehen. Daher besteht als Alternative zum Modell fixer Effekte auch die Möglichkeit, ein Modell mit zufälligen Individualeffekten zu schätzen. Diese Modelle werden als Random-Effects-Modelle (RE-Modelle) bezeichnet. Die Schätzgleichung entspricht der der fixen Effekte:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + u_{it} \quad (\text{F 4.6})$$

Random-Effects-Modelle beinhalten eine gemeinsame Konstante α_i . Die Konstante ist dabei aber kein fixer Wert mehr wie im Fixed-Effects-Modell, sondern variabel. Sie hat einen Mittelwert von α , der für alle Merkmalsträger identisch ist. Für den Erwartungswert von α_i gilt jedoch zusätzlich:

$$\alpha_i = \alpha + \varepsilon_i \quad (\text{F 4.7})$$

ε_i ist ein Fehlerterm, der über die Zeit nicht variiert und zufällig über die Gruppen verteilt ist. Er ist eine für den Merkmalsträger spezifische Zufallsvariable mit dem Erwartungswert 0 und der konstanten Varianz σ_ε^2 (GREENE, 2000: 568). In dem eigenen spezifischen Fehlerterm, den das Modell der zufälligen Individualeffekte für die Konstante zusätzlich besitzt, besteht der Unterschied zum Modell der fixen Individualeffekte, das diese Schwankung unspezifisch im Fehlerterm der gesamten Regression erfasst. Bei zufälligen Individualeffekten ist die Heterogenität zwischen den Individuen auf den Störprozess gegeben und damit stochastisch (ECKEY, KOSFELD ET AL. 2001: 280).

Das Modell für zufällige Individualeffekte:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{1it} + u_{it} \quad \text{mit} \quad u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (\text{F 4.8})$$

unterstellt die folgenden Annahmen: Der Erwartungswert der individuellen Effekte ist Null. Die individuellen Effekte sind homoskedastisch und nicht korreliert. Für den Teil v_{it} der Störgröße gelten die Eigenschaften eines Zufallsprozesses. Des Weiteren sind die individuellen Effekte weder mit dem Teil der Störgrößen v_{it} noch mit den exogenen Variablen korreliert.

Die u_i können aufgrund der individuellen Effekte aber nicht die Eigenschaften eines reinen Zufallsprozesses erfüllen, da sie eine systematische Komponente μ_i enthalten (vgl. F 4.8). Aufgrund der Verletzung einer Modellannahme kann für die Schätzung keine OLS-Schätzung herangezogen werden. Die Schätzung erfolgt daher nach der verallgemeinerten Kleinst-

Quadrat-Methode (GLS⁵⁹), die einem gewogenen Durchschnitt aus Within- und Between-Schätzer entspricht (STATA CORP, 2005: 288). Aufgrund der Annahme über die Störterme, die Autokorrelation zwischen Störgrößen zulässt, sofern sie sich auf die gleiche Paneleinheit beziehen, ist diese Schätzmethode geeignet.

Der Random-Effects-Schätzer hat gegenüber dem Fixed-Effects Schätzer einen entscheidenden Vorteil. Ohne weitere Annahmen können zeitinvariante unbeobachtete Effekte, wie Eigenschaften der Unternehmen und Firmenphilosophie, von beobachtbaren Effekten unterschieden werden (WOOLDRIDGE, 2002: 266). Wenn keine zeitinvarianten Eigenschaften existieren, ist der Fixed-Effects-Schätzer aus ökonomischer Sicht dem Random-Effects-Schätzer aufgrund seiner robusteren Standardfehler vorzuziehen. Inhaltlich ist der RE-Schätzer jedoch in der Lage, die Querschnittsdimension der Daten zu berücksichtigen. Das bedeutet, dass Unterschiede auf Querschnittebene, z. B. zwischen den verschiedenen Geschäftstypen, nur mit Hilfe des RE-Schätzers direkt berücksichtigt werden können.

Diskussion der vorgestellten Methoden zur Schätzung der folgenden Modelle

Um die mehrstufige Schätzung durchzuführen, müssen vorab einige Tests zur Modellauswahl bzw. Auswahl der Methodik durchgeführt werden⁶⁰. Der folgende Test zeigt, ob ein gepooltes Modell oder ein Panelmodell für die Schätzungen anzuwenden ist. Durch die Auswahl verschiedener Schätzmethoden werden explizit verschiedene Restriktionen unterstellt. Ein unrestringiertes Modell in Form einer getrennten Regression für jedes Individuum lautet wie folgt:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad (\text{F 4.9})$$

Werden die verschiedenen Schätzmöglichkeiten in Form einer gepoolten Regression oder einer Panelschätzung betrachtet, wird entweder Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern, wie bei einer Panelschätzung, oder aber keine Heterogenität, wie im Fall einer gepoolten Regression, unterstellt. Die Frage nach der Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern

⁵⁹ Generalized Least Square

⁶⁰ Alle Tests werden mit beiden Normalpreiskriterien (vgl. Kap. 2.1) durchgeführt. Zwischen den Tests bezüglich der angewandten Methoden gibt es jedoch keine signifikanten Unterschiede. Daher werden im Folgenden nur die Tests der Madakom-Variante präsentiert.

bildet damit die Basis für die Entscheidung, ob eine gepoolte Regression oder eine Panelschätzung vorzuziehen ist.

Um auf Heterogenität zu testen, werden im ersten Schritt drei Restriktionen aufgestellt:

H₁: Die Steigungskoeffizienten sind gleich und die Konstanten sind nicht gleich.

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (\text{F 4.10})$$

H₂: Die Konstanten sind gleich, die Steigungskoeffizienten sind ungleich.

$$y_{it} = \alpha^* + \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad (\text{F 4.11})$$

H₃: Sowohl Steigungskoeffizienten als auch Konstanten sind gleich.

$$y_{it} = \alpha^* + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (\text{F 4.12})$$

Die Hypothesen H₁ und H₂ deuten auf Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern hin, da sich entweder Konstanten oder Steigungsparameter unterscheiden. Da normalerweise die Konstanten nicht gleich sind, wenn die Steigungen ungleich sind, wird H₂ in der folgenden Betrachtung ausgeklammert.

Hypothese 3 impliziert eine gepoolte Regression, in der Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern ausgeschlossen wird, weswegen Steigungskoeffizienten und Konstanten gleich sein müssen. Aufgrund der Voraussetzung identischer individueller Effekte beinhaltet es N-1 Restriktionen.

Unter der Annahme, dass die u_{it} unabhängig normalverteilt sind, über die einzelnen Merkmalsträger i und die Zeit mit dem Mittelwert Null und der Varianz σ_u^2 , kann ein F-Test zum Testen der Hypothesen verwendet werden.

H₁ kann durch folgende Gleichung getestet werden.

$$H_1 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \quad (\text{F 4.13})$$

Hypothese H₃ wird wie folgt getestet:

$$H_3 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^* \quad (\text{F 4.14})$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \quad (\text{F 4.15})$$

Die Anwendung dieses F-Tests wird als Covarianzanalyse bezeichnet. Sie erfolgt wie gewöhnliche Hypothesentests (HSIAO, 2004: 17). Die Resi-

duenquadratsumme (RSS_{Panel}) aus dem unrestringierten Panel-Modell, dividiert durch die Varianz der Störgröße σ_u^2 , ist χ^2 -verteilt mit $NT-N(K+1)$ Freiheitsgraden, wobei K die Anzahl der Regressoren ohne Konstante darstellt. Ob die Parameter über die einzelnen Merkmalsträger i variieren, wird durch $(RSS_{\text{Panel}} - RSS_{\text{gepooled}})$ bestimmt.

Die Residuenquadratsumme (RSS_{gepooled}) unter H_3 aus dem restringierten gepoolten Modell, dividiert durch σ_u^2 , ist χ^2 -verteilt mit $NT-(K+1)$ Freiheitsgraden, d.h. $(RSS_{\text{Panel}} - RSS_{\text{gepooled}}) / \sigma_u^2$ ist χ^2 -verteilt mit $(N-1)(K+1)$ Freiheitsgraden.

Da $(RSS_{\text{gepooled}} - RSS_{\text{Panel}}) / \sigma_u^2$ unabhängig von $RSS_{\text{Panel}} / \sigma_u^2$ ist, kann die folgende F-Statistik verwendet werden, um H_3 zu testen:

$$F_{\text{emp}} = \frac{(RSS_{\text{gepooled}} - RSS_{\text{Panel}}) / [(N-1)(K+1)]}{RSS_{\text{Panel}} / [NT - N(K+1)]} \quad (\text{F 4.16})$$

Wenn der empirische F-Wert (F_{emp}) mit $(N-1)(K+1)$ Freiheitsgraden nicht signifikant von Null verschieden ist, unterscheiden sich das restringierte und das unrestringierte Modell nicht signifikant voneinander. Dann kann die Regression gepoolt geschätzt werden.

Wenn der empirische F-Wert (F_{emp}) signifikant von Null verschieden ist, besteht Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern, und eine gepoolte Schätzung würde zu einem so genannten Heterogenitätsfehler führen. In diesem Fall müsste eine Panelschätzung vorgezogen werden (HSIAO, 2004: 17f.).

Für die vorliegenden Daten ergibt sich unter Schätzung eines gepoolten Tobit-Modells und eines Panel-Tobit-Modells⁶¹ ein empirischer F-Wert von 1331,76 [1254, 10695]. Da dieser empirische F-Wert größer ist als der tabellarische F-Wert mit 1,30, muss H_0 abgelehnt werden. Damit ist F_3 signifikant von Null verschieden. Das bedeutet, dass `keine Heterogenität` innerhalb der Variablen abgelehnt werden muss. Da damit Heterogenität zwischen den Merkmalsträgern besteht, ist ein Panel-Modell einem gepoolten Modell in dieser Arbeit vorzuziehen.

Hausmantest

Bei der Entscheidung für die Nutzung der Daten mittels Panelschätzung und nicht mit Hilfe gepoolter Daten muss geprüft werden, ob c als zufälliger oder fixer Individualeffekt behandelt werden soll. Diese Entscheidung

⁶¹ Der Test wird anhand der ersten Modellstufe, dem Tobit-Modell für die Madakom-Variante durchgeführt. Die Ergebnisse für die Modus-Variante befinden sich im Anhang (vgl. S.223).

besteht darin, ob c als zufällige Variable oder als zu schätzender Parameter betrachtet wird. Wird c als zufällige Variable behandelt, wird allgemein das Modell als Modell mit Random-Effects bezeichnet, wird c dagegen als Parameter geschätzt, ist es ein Modell mit fixen Effekten (WOOLDRIDGE, 2002: 251). WOOLDRIDGE (2002: 252) bevorzugt die eindeutigere Formulierung, ob Korrelation zu den exogenen Variablen besteht oder nicht. Random-Effects bedeutet demnach, dass die Annahme getroffen wird, dass c und die exogenen Variablen unkorreliert sind. Bei fixen Effekten hingegen ist eine beliebige Korrelation zwischen c und den exogenen Variablen erlaubt. Damit sind die Annahmen für das Random-Effects-Modell strikter. Das Fixed-Effect-Modell ist dadurch robuster in seinen Standardfehlern und weist in seiner Schätzung eine höhere Flexibilität auf. Der Hausman-Test wird durchgeführt, um ökonometrisch zu entscheiden, ob das Modell der fixen Effekte oder das Modell der zufälligen Effekte für die vorliegenden Daten geeigneter ist.

Unter der Annahme, dass keine Korrelation zwischen den individuellen Effekten und den anderen Regressoren besteht, sind die Koeffizienten beider Modelle verschieden. Auf dieser Eigenschaft beruht der Hausman-Test. Der Test basiert auf den Differenzen zwischen den Schätzern für das Random-Effects-Modell und für das Fixed-Effects-Modell (ECKEY, KOSFELD ET AL. 2001: 285).

H_0 besagt, dass die Koeffizienten beider Modelle nicht systematisch variieren.

$$H_0: \hat{q} = \hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE} \quad (\text{F 4.17})$$

Die angewandte Teststatistik lautet:

$$\chi^2 = \hat{q}' \text{Cov}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \quad (\text{F 4.18})$$

Die Kovarianzmatrix von \hat{q} lässt sich dabei durch die Kovarianz des LSDV-Schätzers abzüglich der Kovarianz (Cov) des GLS-Schätzers berechnen.

$$\text{Cov}(\hat{q}) = \text{Cov}(\hat{\beta}_{LSDV}) - \text{Cov}(\hat{\beta}_{GLS}) \quad (\text{F 4.19})$$

Die Prüfgröße unter der Nullhypothese ist χ^2 – verteilt mit k -Freiheitsgraden, wobei die Zahl der Freiheitsgrade der Zahl der zu schätzenden Parameter entspricht.

Wenn sich unter H_0 statistisch signifikante Differenzen zwischen den Schätzern ergeben und H_0 abgelehnt wird, bedeutet dies unter der Annahme

einer korrekten Modellspezifikation, dass die Koeffizienten verschieden sind. Wenn diese Unterschiede auftreten, ist das Modell mit fixen Individualeffekten dem mit zufälligen Individualeffekten vorzuziehen, da der Fixed-Effects-Schätzer auch dann konsistent ist, wenn c und x korreliert sind, der Random-Effects-Schätzer aber inkonsistent ist (WOOLDRIDGE, 2002: 288).

Da ein Panelmodell mit fixen Individualeffekten bei der Tobit-Analyse verzerrt wäre (HONORÉ, 1992: 533) und die vorliegende Schätzung durch ihre Mehrstufigkeit weitere Möglichkeiten zum Testen bietet, wird der Hausman-Test erst auf der zweiten Modellstufe, der des negativen Binomial-Modells, mit zufälligen und fixen Effekten angewendet.

Aus den Ergebnissen des Hausman-Tests folgt, dass H_0 : 'Die Koeffizienten beider Modelle variieren nicht systematisch', abgelehnt wird.⁶²

$$\chi^2 [3] = 10,23$$

$$\text{Prob.} = 0,0167$$

Ökonometrisch zeigt der Hausman-Test für den vorliegenden Datensatz daher, dass zur Schätzung des Panels ein Fixed-Effects-Modell gegenüber einem Random-Effects-Modell vorgezogen werden sollte. Dennoch wird hier ein Modell mit zufälligen Individualeffekten vorgezogen,⁶³ da Hypothesen getestet werden sollen, die im Rahmen einer Modellspezifikation mit fixen Effekten nicht geschätzt werden könnten.

Ein weiterer Grund für die Wahl des Modells mit zufälligen Individual-effekten ergibt sich aus der Theorie. Die ökonomische Theorie beschreibt verschiedene Aspekte, warum sich unterschiedliche Geschäftstypen voneinander unterscheiden. MÖSER (2002) stellt in diesem Zusammenhang Unterschiede zwischen verschiedenen Betriebstypen in der Preissetzung heraus. MÜLLER-HAGEDORN (1998) beschreibt Unterschiede, die durch die Organisationszugehörigkeit entstehen. Im vorliegenden Panel weisen die betrachteten Geschäfte unterschiedliche Organisationsformen auf, wie z. B. Genossenschaft oder filialisierter Einzelhandel. MÜLLER-HAGEDORN (1998) geht auf unterschiedliche strategische Konzepte ein, die als Grundlage für Entscheidungen im Einzelhandel dienen. Diese Aspekte lassen den Schluss zu, dass sich die vorliegenden Geschäfte des betrachteten Datensatzes hinsichtlich des Geschäftstyps unterscheiden. Um diese Unterschiede, die aus den unterschiedlichen Rahmenbedingungen resultieren, abzubilden, erscheint ein Panel-Modell mit zufälligen Individualeffekten

⁶² Ausführliche Ergebnisse im Anhang (vgl. Anhang S. 224).

⁶³ Es wird in Kauf genommen, dass aufgrund der Korrelation zwischen c und den exogenen Variablen die Standardfehler verzerrt sein können. Die Schätzer sind weiterhin erwartungstreu.

geeignet, da anderenfalls keine geschäftstypspezifischen Unterschiede identifiziert werden können. In einem Modell mit fixen Individualeffekten können keine Dummyvariablen, die über die Merkmalsträger zeitlich invariant sind, berücksichtigt werden. Zwischen den Dummy-Variablen für die Merkmalsträger und die Geschäftstypen würde ansonsten perfekte Multikollinearität herrschen. Eine weitere Möglichkeit ist die Anwendung eines Modells mit fixen Individualeffekten, bei dem über die Geschäftstypen aggregiert wird und somit nur Dummy-Variablen für die verschiedenen Geschäftstypen eingesetzt werden. Diese Möglichkeit hat jedoch den Nachteil, dass mögliche Heterogenität zwischen den einzelnen Merkmalsträgern eines Geschäftstyps vernachlässigt wird. Des Weiteren kann die Zeitdimension nicht mehr interpretiert werden, d.h. zeitgleiche Beobachtungen können nicht als solche behandelt werden. Daher kann auch die Modellannahme der Autokorrelation nicht mehr geprüft werden.

Aus den genannten Gründen wird die Schätzung mit zufälligen Individual-effekten inhaltlich der mit fixen Individualeffekten vorgezogen und auf allen Stufen angewendet.

Vor der jeweiligen Ergebnisdarstellung der einzelnen Modellstufen werden die Tests jeder Modellstufe zur Entscheidung der Methode durchgeführt.

4.3.1.2 Wahl der geeigneten Schätzverfahren

Vorab werden die Daten auf Stationarität geprüft. Aufgrund der Existenz von Normalpreisen ist anzunehmen, dass eine gewisse Regelmäßigkeit in den Preisdaten besteht, bzw. ein Preis existiert, zu dem Preise nach Schwankungen wieder zurückkehren. In einer Regressionsbeziehung gilt die Annahme, dass die enthaltenen Variablen im Zeitablauf stationär sind. Stationarität bezieht sich dabei auf drei Ebenen, die Mittelwertstationarität, die Varianzstationarität und die Kovarianzstationarität.

Formel 4.20 zeigt Mittelwertstationarität.

$$E(Y_t) = \mu \quad (\text{F 4.20})$$

Mittelwertstationarität bedeutet, dass der Mittelwert einer Variablen im Zeitablauf um einen konstanten Wert schwankt und kein trendmäßiges Verhalten zeigt.

Formel 4.21 zeigt Varianzstationarität.

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (\text{F 4.21})$$

Varianzstationarität steht für eine endliche und zeitkonstante Varianz.

Formel 4.22 zeigt Kovarianzstationarität.

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] \quad (\text{F 4.22})$$

Kovarianzstationarität heißt, dass die Autokovarianz einer Variablen nur von der zeitlichen Differenz abhängt, nicht aber von einem konkreten Zeitpunkt.

Bei Preisreihen über die Zeit kann die Annahme der Stationarität leicht verletzt werden, da Preise im Zeitablauf häufig steigen. Da der gesamte Zeitraum der Beobachtungen hier nicht mehr als zwei Jahre beträgt, ist mit Stationarität zu rechnen. Trends entstehen in der Regel über längere Zeiträume. Zur Überprüfung dieser Eigenschaft wird der so genannte Dickey-Fuller-Test (DF-Test) angewendet. Da die einzelnen Zeitreihen des vorliegenden Panels teilweise fehlende Beobachtungen aufweisen, wird zur Berechnung in Stata ein spezieller Befehl gewählt, der den Dickey-Fuller-Test zugrunde legt, aber auch die Stationarität für unbalancierte Panels berechnen kann. Sofern der Parameter ρ in der Regression

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{F 4.23})$$

nicht signifikant von 1 verschieden ist, ist die Variable y_t nicht stationär.

Die Nullhypothese des Dickey-Fuller-Tests besagt die Nichtstationarität einer Zeitreihe. Der Test basiert auf der folgenden Regressionsgleichung:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (\text{F 4.24})$$

Diese Gleichung kann auch wie folgt geschrieben werden:

$$y_t = (1 + \delta)y_{t-1} + u_t \quad (\text{F 4.25})$$

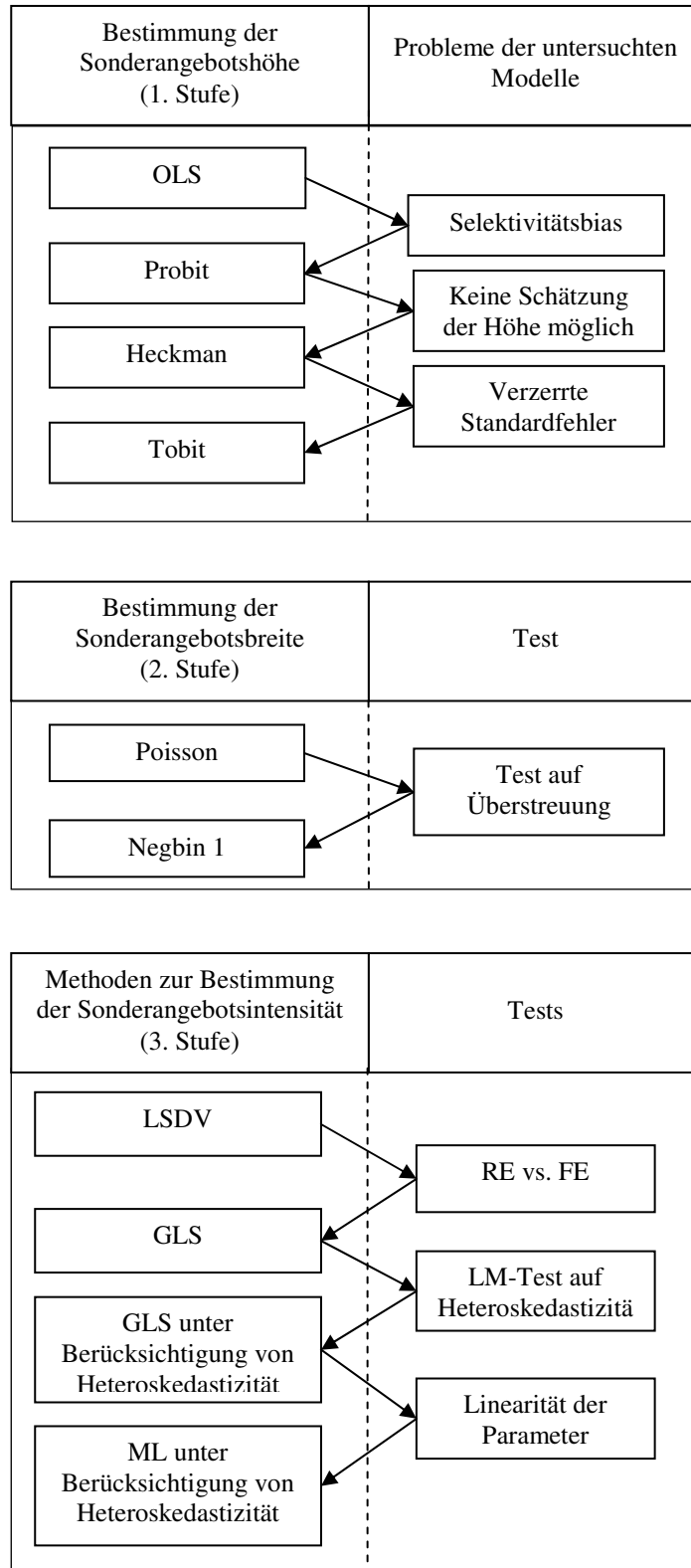
Daraus ergibt sich, dass $\rho = 1 + \delta$ ist. Wenn δ negativ ist, liegt ρ unter 1. Der DF-Test überprüft, ob δ negativ ist, indem das Modell mit der OLS-Methode geschätzt wird. Wenn bei einem linksseitigen Test $H_0: \delta = 0$ abgelehnt wird, bedeutet dies, dass $\delta < 0$ ist und damit $\rho < 1$. In diesem Fall ist die Variable stationär. Für den Fall, dass H_0 nicht abgelehnt werden kann, wird der DF-Test mit dem zweimal differenzierten Modell durchgeführt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Nullhypothese, d.h. Nichtstationarität, abgelehnt wird. Der Test für Panel in Stata ist χ^2 -verteilt:

$$\chi^2[230] = 1681.1164$$

$$\text{Prob.} (\chi^2) = 0.0000$$

Das Ergebnis weist darauf hin, dass die vorliegenden Preisreihen stationär sind. Diese Zeitreiheneigenschaften ermöglichen die Durchführung der nachfolgend diskutierten Modellansätze. Im Folgenden gibt Abbildung 15 einen Überblick über die verschiedenen zu diskutierenden Ansätze zur Bestimmung von Sonderangebotshöhe, -breite und -intensität.

Abbildung 15: Übersicht über die zu diskutierenden Modellansätze und Tests

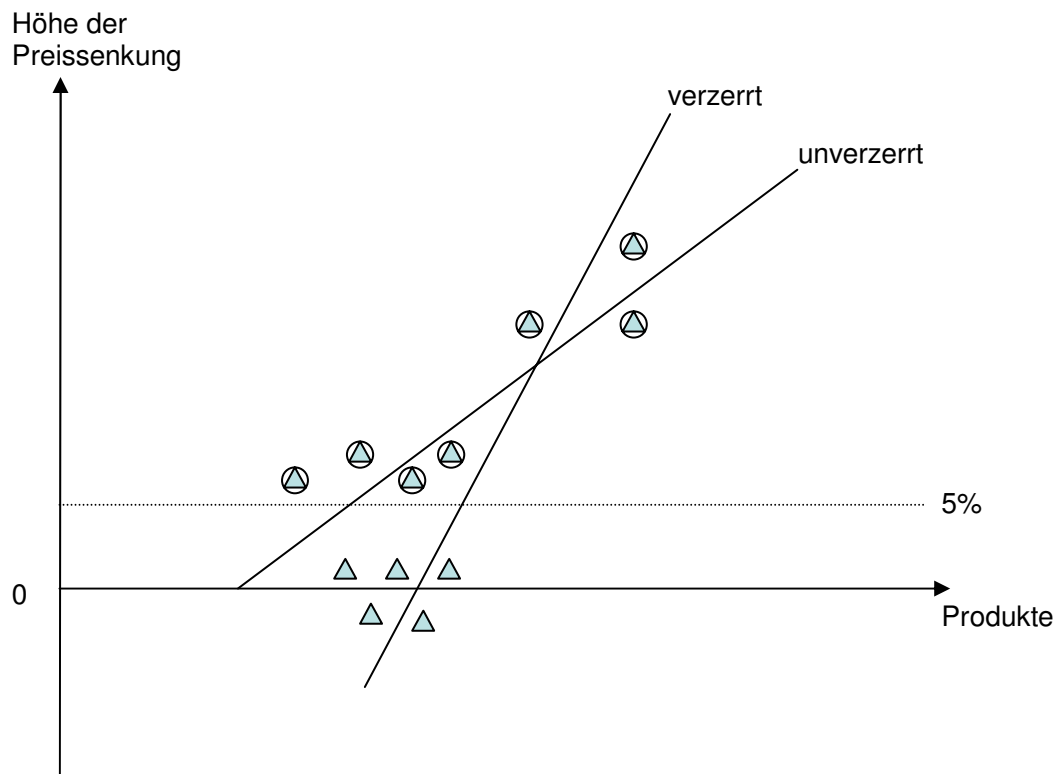


Quelle: Eigene Darstellung.

Bestimmung der Sonderangebotshöhe

Als erster Schritt soll die Höhe von Sonderangeboten geschätzt werden. Dazu stehen verschiedene Verfahren zur Auswahl, eine OLS-Regression, das Heckman-Verfahren und das Tobit-Modell. Der Anteil der Sonderangebotspreise an allen Preisen bei den betrachteten Butterprodukten ist relativ gering (vgl. Abbildung 23). An vielen Zeitpunkten sind keine Preisänderungen und somit auch keine Sonderangebote beobachtbar. Es existieren viele Nullbeobachtungen oder auch Preiserhöhungen. Da in der Schätzung nur die Höhe der Preisreduktion von Sonderangeboten und nicht von allen Preisen ermittelt werden soll, müssen gleich bleibende Preise und Preiserhöhungen in den Berechnungen ausgeschlossen werden. Ein Regressionsmodell, das nach der OLS-Methode geschätzt wird, würde alle Preiserhöhungen und gleich bleibenden Preise mit berücksichtigen. Dies hat verzerrte und inkonsistente Schätzer zur Folge.

Abbildung 16: Verzerrung der Kleinstquadrat-Schätzung durch Nullbeobachtungen und Preiserhöhungen



Quelle: Eigene Darstellung nach INTRILIGATOR, BODKIN ET AL. (1996: 166).

Die Dreiecke symbolisieren die Preisänderungen für alle Produkte, die Kreise mit den Dreiecken nur die Preisänderungen, bei denen ein Sonderangebot vorliegt. Es wird deutlich, dass sich die Steigung der Schätzgeraden unter Schätzung aller Preisänderungen, d.h. auch der Preiserhöhungen, die kein Sonderangebot sind, verändert. Zu einer Verzerrung kommt es jedoch auch, wenn alle Nullbeobachtungen ausgeschlossen werden. In dieser Schätzung würde dann angenommen werden, dass die Stichprobe nur aus den verwendeten Beobachtungen besteht. Tatsächlich gehören aber alle Beobachtungen, auch die vernachlässigten, zur Stichprobe. Bei der Untersuchung der Sonderangebotshöhe werden damit auch Informationen über Preisänderungen ohne Sonderangebote benötigt, da sonst eine mögliche Korrelation zwischen exogenen Variablen und Fehlertermen unberücksichtigt bleibt (DEATON, 1997: 102). Die Fehlspezifikation liegt darin, dass ein systematischer Modellteil $f(X, b)$ bestimmte erklärende Variablen vernachlässigt (HANSEN UND BARTENWERFER, 1989: 28). Dieser Fehler wird Selektivitäts-Fehler genannt. Die Störgrößen ergeben im Mittel nur Null, wenn die zugrunde liegende Dichtefunktion der abhängigen Variablen einer unbeschränkt stetigen Verteilung folgt. Da bei Ausschluss der Nullbeobachtungen die Dichtefunktion nach unten abgeschnitten ist, verschiebt sich der Erwartungswert der Störgrößen und ist somit nicht länger Null. Ein Test für einen so genannten Selektivitäts-Fehler kann daher für $\sigma_u = 0$ durchgeführt werden (MADDALA, 1999: 259). Um die Daten zu selektieren, eignet sich die Probit-Analyse. Da die untersuchten Produkte nicht alle gleichzeitig als Sonderangebot angeboten werden, unterscheidet das Probit-Modell die zwei Ereignisse Sonderangebot ja/nein und ist damit ein so genanntes binäres Choice-Modell mit einer latenten Variable als abhängige Variable. Latente Variable bedeutet, dass es einen kritischen Wert, hier bei einer Preissenkung von $\leq 5\%$ gibt, bis zu dem die Variable $SA^* = 0$ ist und einen Punkt $> 5\%$ Preissenkung, ab dem die Variable $SA^* = 1$ wird. Das Modell bestimmt aber nur 0 und 1. Da die kontinuierlichen Werte für die abhängigen SA^* nicht beobachtbar sind, wird diese Variable als latent bezeichnet. Die Eigenschaft Sonderangebot ja/nein fungiert als Zensierung.

Probit-Modell

Latenter Modellteil

$$SA_i^* = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i \quad i = 1, \dots, m \quad (F 4.26)$$

beobachtbarer Modellteil:

Binäres Choice-Modell (Probit-Modell)

$$SA_i^p = \begin{cases} 0 & \text{wenn } SA_i^* > -0,05 & i = 1, \dots, m \\ 1 & \text{wenn } SA_i^* \leq -0,05 & i = m + 1, \dots, n \end{cases} \quad (F 4.27)$$

SA_i^*	prozentuale Preisänderung über die Zeit (latente Variable)
SA_i^p	Dummy-Variable für ein Sonderangebot mit der Ausprägung 0/1

Um neben der Selektion auch die Höhe von Sonderangeboten errechnen zu können, wird ein zweistufiges Modell durchgeführt. HECKMAN (1976) entwickelt eine Methode, um den Selektivitäts-Fehler zu korrigieren, indem er den Erwartungswert der Störgrößen der abgeschnittenen Dichtefunktion ermittelt und ihn als Korrekturfaktor, den so genannten Mill's Ratio als exogene Variable in die zweite Stufe der Regression integriert (HECKMAN, 1976: 475). Als ersten Schritt schätzt er dabei ein Probit-Modell. Bei einer Probit-Schätzung gilt die Annahme, dass die Störgrößen normalverteilt sind. Die aus der Probit-Analyse gewonnenen Schätzer werden zur Berechnung des Mill's Ratio verwendet. Durch die Aufnahme des Mill's Ratio in die zweite Modellstufe, die der Erklärung des Ausmaßes der abhängigen Variablen dient, wird die Wahrscheinlichkeit des Vorhandenseins eines Sonderangebotes mit dessen Höhe kombiniert. Somit wird die Zensierung der Daten Sonderangebot 0/1 berücksichtigt. Indem die abhängige Variable durch das Vorhandensein eines Sonderangebotes zensiert wird, wird der Tatsache Rechnung getragen, dass Preissenkungen bei Sonderangeboten nicht negativ und nicht kleiner als 5% sein können, da diese sonst per Definition kein Sonderangebot wären. Aufgrund des starken Ungleichverhältnisses zwischen der Anzahl von Sonderangeboten und anderen Preisen tritt hier das Problem der systematischen Unterschätzung der prognostizierten Werte für das Vorhandensein von Sonderangeboten auf.

Schätzer binärer Choice-Modelle weisen nur dann asymptotische Effizienz auf, wenn nicht mehr Informationen vorliegen als in den Choice-Modellen berücksichtigt werden (HANSEN UND BARTENWERFER, 1989: 28). RONNING (1991: 133) kritisiert, dass in zweistufigen Verfahren die Standardfehler der Schätzwerte durch Regressionsprogramme häufig nicht korrekt bestimmt werden können. In der vorliegenden Arbeit kann neben dem Sonderangebot auch die Höhe der Preisreduktion errechnet werden. Dieser Sachverhalt legt nahe, Wahrscheinlichkeit und Höhe der Preisreduktion für Sonderangebote in einem Modell und nicht in zwei unterschiedlichen Stufen zu untersuchen. Da die so genannte Tobit-Methode auch die Höhe der Preisreduktion berücksichtigt, kann diese asymptotisch effiziente Schätzer generieren (HANSEN UND BARTENWERFER, 1989: 28). Das Tobit-Modell ist damit eine Erweiterung des einfachen Probit-Modells. Es schätzt die Eintrittswahrscheinlichkeit und Höhe der abhängigen Variablen in einem Modell. Tobin erweiterte das einfache Probit-Modell, weshalb es abgeleitet von „Tobins Probit“ den Namen „Tobit“ erhielt (MADDALA, 1999: 151). TOBIN (1958: 25) selbst bezeichnet sein Modell als Kreuzung zwischen einem Probit-Modell und einer linearen Regression. Wenn nur der Wert einer Variablen geschätzt werden soll, ist eine Regressionsanalyse das geeignete Instrument. Bei einer Konzentration der Beobachtungen an einem Punkt sind jedoch die Modellannahmen der OLS-Methode verletzt (TOBIN, 1958: 25). Ein Tobit-Modell ist ein zensiertes Regressionsmodell, in dem Werte entweder unterhalb oder oberhalb einer bestimmten Grenze 0 gesetzt werden. In der vorliegenden Arbeit ist dies die untere Grenze für das Bestehen eines Sonderangebotes, eine Preissenkung von mindestens 5% gegenüber einem vorher festgelegten Normalpreis (vgl. Kap. 2.1). Damit fungiert wie im Probit-Modell die Eigenschaft Sonderangebot ja/nein als Zensierung. Dadurch werden alle Preisänderungen, die nicht auf ein Sonderangebot zurückzuführen sind, abgeschnitten. Im Gegensatz zu einem Probit-Modell lässt sich mit einem Tobit-Modell nicht nur die Wahrscheinlichkeit dafür schätzen, ob ein Sonderangebot existiert oder nicht, sondern auch die Höhe der Preisreduktion. Die Selektion der Tobit-Analyse entspricht der Probit-Analyse. Nur wenn die Preissenkung bei einem Sonderangebot mindestens 5 % beträgt, wird die genaue Höhe geschätzt.

Tobit-Modell

$$SA_i^T = \begin{cases} 0 & \text{wenn } SA_i^* > -0,05 \quad i = 1, \dots, m \\ \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i & \text{wenn } SA_i^* \leq -0,05 \quad i = m+1, \dots, n \end{cases}$$

(F 4.28)

SA_i^T	prozentuale Preisänderung über die Zeit bei Sonderangeboten im Vergleich zum Normalpreis
β	Regressionskoeffizienten
X	Matrix der erklärenden Variablen
u_i	Störgröße

Der Einfluss bestimmter Erklärungsvariablen auf Wahrscheinlichkeit und Höhe der Preisreduktion bei Sonderangeboten lässt sich mit Hilfe der Likelihood-Funktion des Tobit-Modells prognostizieren.

Dies lässt sich in folgender Gleichung darstellen:

$$L_T = \prod_{i=1}^m P(SA_i^* < -0,05) \prod_{i=m+1}^n P(SA_i^* = SA_i) \tag{F 4.29}$$

Die Variable SA steht für die Menge der Beobachtungen, für die $y_i = 1$ ist. Das erste Produkt beschreibt die Wahrscheinlichkeit dafür, dass mindestens ein Sonderangebot existiert. Das zweite Produkt beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass die Preisreduktion bei einem Sonderangebot die bestimmte Höhe SA_i^* hat.

Wenn für die Höhe der Preisänderungen eine standardisierte Normalverteilung unterstellt wird, ergibt sich die Likelihood-Funktion des Tobit-Ansatzes durch die folgende Gleichung:

$$L_T = \prod_{i=1}^m \Phi(-(\beta_0 + \beta_1 X_i) / \sigma) \prod_{i=m+1}^n \frac{1}{\sigma} \phi(-(\beta_0 + \beta_1 X_i) / \sigma) \tag{F 4.30}$$

Φ steht für die Verteilungsfunktion und ϕ für die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung. Durch Maximierung der Likelihood-Funktion lassen sich die Parameter β und σ bestimmen. β besagt, um wie viel % die Höhe der Sonderangebote sich verändert, wenn die unabhängige Variable um

eine Einheit ansteigt, bzw. wenn Dummy-Variablen statt 0 zu 1 werden (MADDALA, 1999).

$$E(SA_i^*) = \beta_0 + \beta_1 Y_i \quad (\text{F 4.31})$$

Das Problem der Tobit-Analyse in dieser Arbeit ist, wie auch in der Heckman-Schätzung, das Vorhandensein von wenigen Sonderangeboten im Verhältnis zu Preisen, die keine Sonderangebote sind⁶⁴. Durch dieses Verhältnis werden die prognostizierten Werte für die Höhe von Sonderangeboten, wenn ein Sonderangebot vorliegt, d.h. SA=1 ist, unterschätzt. Demzufolge werden die Wahrscheinlichkeiten für 0, wenn kein Sonderangebot vorliegt, überschätzt (KING UND ZENG, 2001: 137).⁶⁵

Da sowohl der geteilte Ansatz nach Heckman als auch der Tobit-Ansatz die gleichen Probleme aufweisen, wird zwischen diesen Alternativen das Tobit-Modell bevorzugt, da Schätzer binärer Choice-Modelle zwar konsistent und unverzerrt sind, aber durch die Zweistufigkeit von unterschiedlicher Schätzgenauigkeit. Da neben dem Sonderangebotsereignis auch die Sonderangebotshöhe errechnet werden kann, kann nur die Tobit-Schätzung asymptotisch effiziente Schätzer gewährleisten, da es im Gegensatz zum zweistufigen Modell aus Probit und OLS diese zusätzliche Information direkt verarbeiten kann (HANSEN UND BARTENWERFER, 1989: 28). Inhaltlich ist das Tobit-Modell geeignet, da aus Ein-Produkt-Modellen von JEULAND ET NARASIMHAN (1985) und LAL UND VILLAS-BOAS (1998) ersichtlich wird, dass die Entscheidungen, ob und mit welcher Höhe Sonderangebote gesetzt werden, simultan getroffen werden. Aus diesen Gründen wird die Tobit-Methode gewählt. Diese wird als Panel angewendet, wodurch sich der oben dargestellte Index i um die Zeitdimension über die einzelnen Produkte erweitert.⁶⁶ Bei der Interpretation der Schätzergebnisse (vgl. Kap. 4.3.2) wird die systematische Unterschätzung der prognostizierten Werte berücksichtigt.

⁶⁴ Als weiterer Ansatz wird ein gepoolter Ansatz untersucht, aber auch dieser erhöht das Verhältnis von Sonderangeboten im Vergleich zu Nicht-Sonderangeboten nur unwesentlich, so dass dieser Ansatz für die vorliegenden Daten verworfen wird.

⁶⁵ Mit Maximierungs- oder Minimierungsverfahren ist das Problem des geringen Anteils von Sonderangeboten nicht zu lösen. Eine Lösungsmöglichkeit ist ein Simulationsansatz mit Hilfe einer so genannten Markov-Chain-Monte-Carlo-Simulation. Mit diesem Verfahren könnte die prozentuale Unterschätzung genau berechnet bzw. simuliert werden. Die Anwendung dieser Methodik würde an dieser Stelle jedoch zu weit führen.

⁶⁶ Die ausführlichen Gleichungen dazu befinden sich im Anhang (vgl. Anhang, S. 221).

Bestimmung der Sonderangebotsbreite

Die zweite Fragestellung nach der Anzahl der Sonderangebote erfordert ein Zähldatenmodell. Zur Modellierung der endogenen Variablen, der Anzahl der Sonderangebote, als nicht-negative ganzzahlige Werte werden so genannte Zähldatenmodelle verwendet. Die Vorgehensweise der angewandten ökonometrischen Analysen mit Spezifikation, Bewertung, Vergleich und eventueller nachträglicher Änderung ist seit längerem weitgehend anerkannt (HENDRY UND WALLIS, 1984). Im Folgenden sollen daher Methode und Vorgehensweise der Zähldatenmodelle erklärt und ein für die Daten geeignetes Modell gewählt werden (vgl. Abbildung 15).

Eine Reihe verschiedener Modelle lassen sich als Zähldatenmodelle schätzen. Diese Modelle basieren auf unterschiedlichen Wahrscheinlichkeitsverteilungen der abhängigen Variablen, entweder auf einer Normalverteilung, einer Poissonverteilung oder einer negativen Binomialverteilung. Der Mittelwert ist bei der Schätzung mit Ausnahme der OLS-Schätzung parametrisiert als $f(X, \beta) = \exp(X \beta)$, um sicherzustellen, dass der Mittelwert positiv ist (CAMERON UND TRIVEDI, 1986: 44). Diese Verteilungen gehören zu den exponentiellen Verteilungen. Die Varianz variiert je nach spezifizierter Verteilung.

Tabelle 26: Übersicht über verschiedene Zähldatenmodelle

Modell	Verteilung	Mittelwert	Varianz
OLS	Normal	$X \beta$	α
Normal	Normal	$\exp(X \beta)$	α
Poisson	Poisson	$\exp(X \beta)$	$\exp(X \beta)$
Negbin I	negativ binomial	$\exp(X \beta)$	$(1+\alpha) \exp(X \beta)$
Negbin II	negativ binomial	$\exp(X \beta)$	$\exp(X \beta)(1+\alpha \exp(X \beta))$

Quelle: Eigene Darstellung nach Cameron und Trivedi (1986).

Als abhängige Variable wird in dieser Arbeit die Zahl der Sonderangebote in der vorgestellten Kategorie in jeder Woche ermittelt. $n = 0,1,2, \dots$

Ausgangspunkt für die Anwendung eines Zählmodells ist häufig eine Poissonverteilung (CAMERON UND TRIVEDI, 1986). Das Poisson-Modell beinhaltet jedoch zwei strenge Restriktionen:

1. Ein Ereignis tritt unabhängig über die Zeit ein.
2. Der bedingte Mittelwert und die bedingte Varianz von y bei gegebenem x sind gleich. Das heißt, dass die Varianz den Mittelwert nicht übersteigen darf. Dies würde sonst so genannte Überstreuerung bedeuten.

Wenn der Mittelwert die Varianz übersteigt, liegt Überstreuerung vor. Damit ist die zweite Annahme im Poisson-Modell verletzt.

Um die getroffenen strikten Restriktionen des einfachen Poisson-Modells aufzuheben, besteht die Möglichkeit, zusammengesetzte Poisson-Modelle anzuwenden. Ein negatives Binomial-Modell ist in seiner Darstellung ein Beispiel für ein generalisiertes zusammengesetztes Poisson-Modell und daher eine Alternative zum einfachen Poisson-Modell.

Das negative Binomial-Modell wurde im Wesentlichen für drei Fragestellungen entwickelt (CAMERON UND TRIVEDI, 1986).

1. Die Eintrittswahrscheinlichkeit bestimmter Ereignisse ist konstant, aber ungleich über die Individuen.
2. Die Eintrittswahrscheinlichkeit bestimmter Ereignisse wird durch frühere Ereignisse beeinflusst.
3. Die Eintrittswahrscheinlichkeit bestimmter Ereignisse ist in Bezug auf individuelle Faktoren oder Umweltfaktoren heterogen.

Die letzte Anwendungsmöglichkeit entspricht der hier vorliegenden Problematik. Sie beschreibt die „Neigung“⁶⁷ einzelner Produkte ein Sonderangebot zu sein.

⁶⁷ Übersetzt aus dem Englischen: Proneness Model

Verschiedene negative Binomial-Modelle können durch die Verbindung der Parameter unter der vorliegenden Verteilung für $\mu_i = \exp(X_i\beta)$ für die erklärenden Variablen generiert werden. Es gibt zahlreiche Möglichkeiten. Hier sollen nur zwei Fälle für negative Binomial-Modelle herausgegriffen werden: Das negative Binomial-Modell 1 (Negbin 1) und das negative Binomial-Modell 2 (Negbin 2). Negbin 1 bedeutet, dass ein konstantes Varianz-Mittelwert-Verhältnis besteht, wobei $\alpha = \mu\phi$ ist. ϕ ist ein gegebener Streuungsparameter.

$$(1 + \alpha)\exp(X_i\beta) \quad (\text{F 4.32})$$

Negbin 2 impliziert ein Verhältnis von Varianz und Mittelwert linear zum Mittelwert.

$$\exp(X_i\beta)(1 + \alpha \exp(X_i\beta)) \quad (\text{F 4.33})$$

Unbeobachtete Heterogenität kann ein Grund für Überstreuung sein. Um dennoch konsistent schätzen zu können, muss der Störterm durch eine bestimmte Verteilung spezifiziert werden. Eine Möglichkeit ist dabei μ_i als zufälligen Prozess in der Form

$$\ln(\mu_i) = X_i\beta + \varepsilon_i \quad \text{und} \quad u_i = \exp(\varepsilon_i) \quad (\text{F 4.34})$$

darzustellen.

Dadurch wird ein individueller unbeobachteter Effekt dem Mittelwert hinzugefügt.

Wenn der Störterm u_i einer Gammaverteilung $\Gamma(\phi^{-1}, \phi^{-1})$ folgt,

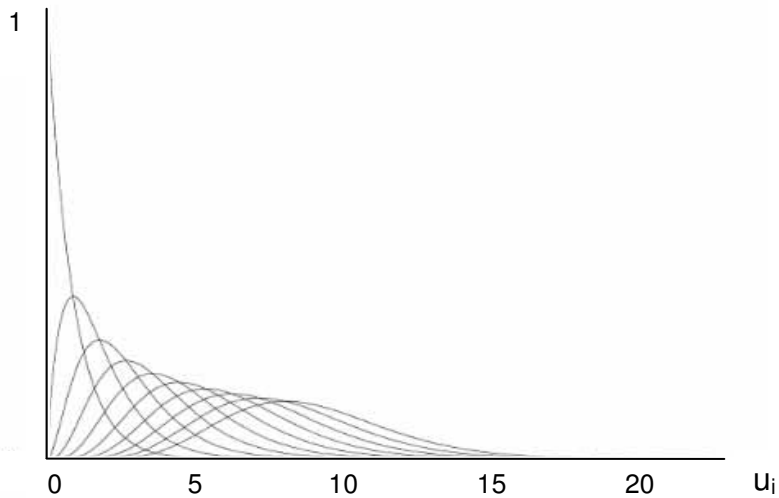
wobei die Dichte der Gammaverteilung wie folgt definiert ist:

$$f(z, \alpha, \gamma) = \frac{\alpha^\gamma}{\Gamma(\alpha)} z^{\alpha-1} \exp(-z\gamma) \quad (\text{F 4.35})$$

steht $\Gamma(\cdot)$ dabei für die Gammafunktion, erhält man eine negative Binomialverteilung.

Abbildung 17: Die Wahrscheinlichkeitsdichte der Gammafunktion

Wahrscheinlichkeitsdichte



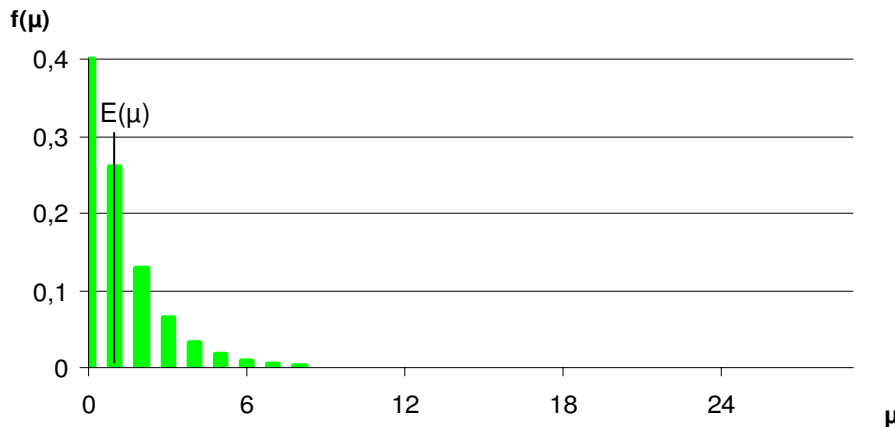
Quelle: Eigene Darstellung nach FISZ (1971).

Aus der Gammaverteilung des Störterms kann die negative Binomialverteilung $NB(\mu, \phi)$ mit der Dichte:

$$f(y_i | \mu_i, \phi) = \frac{\Gamma(y_i + \phi^{-1})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\phi^{-1})} \left(\frac{\phi^{-1}}{\phi^{-1} + \mu_i} \right)^{\phi^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\phi^{-1} + \mu_i} \right)^{y_i} \quad (\text{F 4.36})$$

abgeleitet werden (HAUSMAN, HALL ET AL., 1984: 922).

Abbildung 18: Die Wahrscheinlichkeitsdichte des negativen Binomial-Modells



Quelle: Eigene Darstellung.

Der Mittelwert dieser negativen Binomialverteilung ist $E[y_i | \mu_i, \phi] = \mu_i$ (F 4.37).

Die Varianz ist $V[y_i | \mu_i, \phi] = \mu_i + \phi \mu_i^2$ (F 4.38).

Damit ist die negative Binomialverteilung geeignet, Überstreuerung abzubilden. Neben dem Poisson-Modell ist das negative Binomial-Modell das Modell, das am häufigsten in der ökonomischen Literatur verwandt wird.

Tests für Zähldaten-Modelle

Nach Anwendung der Modelle auf die Daten erfolgt die Durchführung eines Spezifikationstests zur Eignung der beiden vorgestellten Modelle. Die Wahl zwischen einem einfachen Poisson-Modell und einem negativen Binomial-Modell setzt die korrekte Spezifikation der Mittelwertfunktion voraus. α ist der Faktor, der die Höhe der Varianz im Verhältnis zum Mittelwert bestimmt. Da die Varianz der abhängigen Variablen y gleich dem Mittelwert ist, wenn die Verteilung eine Poissonverteilung ist, wird der Test unter der Nullhypothese $\alpha = 0$ durchgeführt. Hierfür gibt es verschiedene Testinstrumentarien. In dieser Arbeit wird ein Likelihood-Ratio-Test, der auf einer χ^2 -Verteilung basiert, verwendet. Dabei wird unter H_0 ein Poisson-Modell mit Mittelwert (μ_i) und Varianz ($\mu_i + \mu_i \alpha$) und $\alpha = 0$ gegen

H_1 , ein negatives Binomial-Modell mit Mittelwert (μ_i) und Varianz ($\mu_i + \alpha\mu_i$), getestet.

Wenn beide Modelle unter H_0 und unter H_1 mit der Maximum-Likelihood Methode geschätzt werden und das Modell unter H_0 sich von dem Modell unter H_1 bezüglich einer Restriktion, die Varianz betreffend, unterscheidet, ist der Log-Likelihood Ratio mit -2 multipliziert unter H_0 χ^2 -verteilt mit einem Freiheitsgrad. Da das Poisson-Modell im Gegensatz zum negativen Binomial-Modell die Restriktion besitzt, dass $\alpha = 0$ ist, ist das Poisson-Modell das restringierte (r) Modell und das negative Binomial-Modell das unrestringierte (ur) Modell.

$$LR = -2[\ln L_r - \ln L_{ur}] \rightarrow \chi^2[1] \quad (\text{F 4.39})$$

Wenn H_0 abgelehnt wird, wird ein negatives Binomial-Modell angewendet. Eine Annahme von H_0 zeigt, dass ein Poisson Modell besser geeignet ist (GREENE, 2000).

$$LR = 19,87$$

$$\chi^2 [1] = 3,84$$

Da $19,87 > 3,84$ folgt daraus, dass die Modelle signifikant verschieden sind und H_0 abgelehnt wird. Die Testergebnisse zeigen damit, dass für den vorliegenden Datensatz ein negatives Binomial-Modell anzuwenden ist.

Die Residuenanalyse im Zuge einer Schätzung wird eingesetzt, um Misspezifikationen aufzudecken. Bei linearen Modellen sind die Residuen die Differenz zwischen den realen und den geschätzten Werten. Für nicht-lineare Modelle, zu denen Zählmodellen gehören, gibt es keine einheitliche Definition zur Bestimmung der Residuen. Für verschiedene Tests müssen verschieden definierte Residuen verwendet werden. Bei üblichen Spezifikationstests kann die Wirkung der Residuen in einem Zählmodellen nicht verallgemeinert werden. Da es sich bei Zählmodellen um Übertrittswahrscheinlichkeiten handelt, ist es sinnvoller, sich auf Literatur im Bereich von Event-History-Modellen zu beziehen.⁶⁸ Die Residuenanalyse der Zählmodellen hat bei großen Datensätzen und relativ geringer Bedeutung einzelner Beobachtungen insgesamt wenig Bedeutung (CAMERON UND TRIVEDI, 1998: 140). Die Spezifikationstests auf Autokorrelation und Heteroskedastizität der Residuen werden daher für die Zählmodellen vernachlässigt.

⁶⁸ Dies würde den Rahmen dieser Arbeit jedoch übersteigen.

Bestimmung der Intensität von Sonderangeboten

Als dritter Schritt wird ein doppelt logarithmiertes Regressionsmodell geschätzt, das den Einfluss von Sonderangebotshöhe und -breite auf den Umsatz bestimmt (vgl. Abbildung 15). Sowohl die abhängige Variable als auch alle erklärenden Variablen werden in diesem Modell logarithmiert. Die Logarithmierung hat den Vorteil, dass die Ergebnisse als Elastizitäten ausgedrückt werden.

Bei der Schätzung zufälliger Individualeffekte ist die Schätzung nach der OLS-Methode nicht geeignet, da die Residuen aufgrund der individuellen Effekte nicht die Eigenschaften eines reinen Zufallsprozesses erfüllen (Kap. 4.3.1.1). Daher wird eine verallgemeinerte Methode der Kleinstquadrat-Schätzung, die GLS-Schätzung, angewendet. Die Störterme u_{it} sind homoskedastisch und haben eine Varianz, die der Summe aus den Varianzen der individuellen Effekte und der Störgröße entspricht. Wird das loglineare Modell hingegen mit fixen Individualeffekten geschätzt, wird nach einer Datentransformation eine LSDV-Schätzung durchgeführt. Dabei ist im Anschluss an die Schätzungen ein Testinstrumentarium auf Autokorrelation und Heteroskedastizität anzuwenden.

Um zu prüfen, ob Modellannahmen verletzt sind, wird ein Test auf Heteroskedastizität durchgeführt. Mit Hilfe der Ergebnisse können eventuell besser geeignete Schätzmethode identifiziert werden. Aufgrund der Komplexität der Panelstruktur kann im Fixed-Effects-Modell für die Varianzen, wenn diese heteroskedastisch sind, kein konsistenter Schätzer geschätzt werden, auch nicht, wenn die Zeit gegen unendlich streben würde (HSIAO, 2004:56). In diesem Fall müsste ein Random-Effects-Modell verwendet werden. Um hier auf Heteroskedastizität zu testen, wird ein Likelihood-Ratio-Test (LR-Test) herangezogen. Um auf Autokorrelation in einem Panelmodell mit fixen Individualeffekten zu testen, kann ein Lagrange-Multiplier-Test (LM-Test) angewendet werden.^{69,70}

⁶⁹ Die Testergebnisse zeigen das Vorliegen von Heteroskedastizität (ausführliche Ergebnisse im Anhang S. 226).

⁷⁰ Durch das Vorliegen eines unbalancierten Panels kann selbst bei Vorliegen von Autokorrelation dem nicht Rechnung getragen werden, da zum Ausgleich nach dem gängigen Verfahren, dem Moving-Average-Verfahren, keine Datenlücken vorhanden sein dürfen.

Schätzmodelle beim Vorliegen von Heteroskedastizität

Bei Verletzung der Modellannahme der Homoskedastizität, d.h. dem Vorliegen von Heteroskedastizität, kann das logarithmierte Modell nach zwei weiteren Methoden geschätzt werden. Entweder können Random-Effects nach der normalen GLS-Methode oder nach der Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode) geschätzt werden.

Der Unterschied zwischen den Methoden liegt zum einen in den getroffenen Annahmen und zum anderen in der Berücksichtigung der Heteroskedastizität. Während nach der normalen GLS-Methode bei Heteroskedastizität robuste Standardfehler geschätzt werden, wird nach der ML-Methode, die ein GLS-Modell nach einem iterativen Verfahren schätzt, die heteroskedastische Struktur der Residuenvarianz in den Iterationen direkt berücksichtigt. Um robuste Schätzer zu erhalten, müssen die Annahmen für eine OLS-Schätzung bzw. GLS-Schätzung erfüllt sein (ECKEY, KOSFELD ET AL., 2001). In der Realität sind diese jedoch häufig nicht erfüllt. Ein Schätz- oder Testverfahren ist robust, wenn es trotz Modellabweichungen im Kern weiterhin zuverlässige⁷¹ Ergebnisse liefert (ECKEY, KOSFELD ET AL., 2001). Ein robustes Schätzverfahren orientiert sich an der Masse der Daten und lässt den Einfluss von Ausreißer⁷² unberücksichtigt bzw. kontrolliert ihr Verhalten. Dadurch sind bei robusten Schätzverfahren die Effizienzverluste durch Ausreißer geringer als bei nicht robusten Schätzverfahren. Ob die Anwendung eines robusten Schätzverfahrens für die vorliegenden Daten sinnvoll ist, zeigt ein Vergleich verschiedener Verfahren.

Ein weiterer Unterschied zwischen der ML-Methode und der GLS-Methode liegt im Zusammenhang zwischen den exogenen Variablen und der endogenen Variable begründet. Bei normalverteilten Residuen entfällt im Vergleich zur OLS/GLS-Schätzung die Restriktion auf die Klasse der linearen Schätzer (ECKEY, KOSFELD ET AL. 2001). Damit findet die ML-Methode breitere Anwendung, weil die Parameter auch nichtlinear sein können. In großen Stichproben konvergieren ML- und OLS/GLS-Schätzer (GUJARATI, 2001: 110). JUDGE UND LÜTKEPOHL (1985: 155) sprechen davon, dass keine eindeutigen Kriterien existieren, nach denen die Modellentscheidung zwischen GLS und ML-Methode getroffen werden muss. Aufgrund der breiteren Anwendungsmöglichkeiten wird in dieser Arbeit

⁷¹ Zuverlässig bedeutet in diesem Zusammenhang erwartungstreu.

⁷² Vereinzelte Beobachtungswerte, die sehr weit vom Zentrum der Verteilung entfernt liegen und die Aussagekraft des arithmetischen Mittels erheblich einschränken können (BLEYMÜLLER, 2000:15). Die Entfernung zum Mittelwert ist nicht näher spezifiziert.

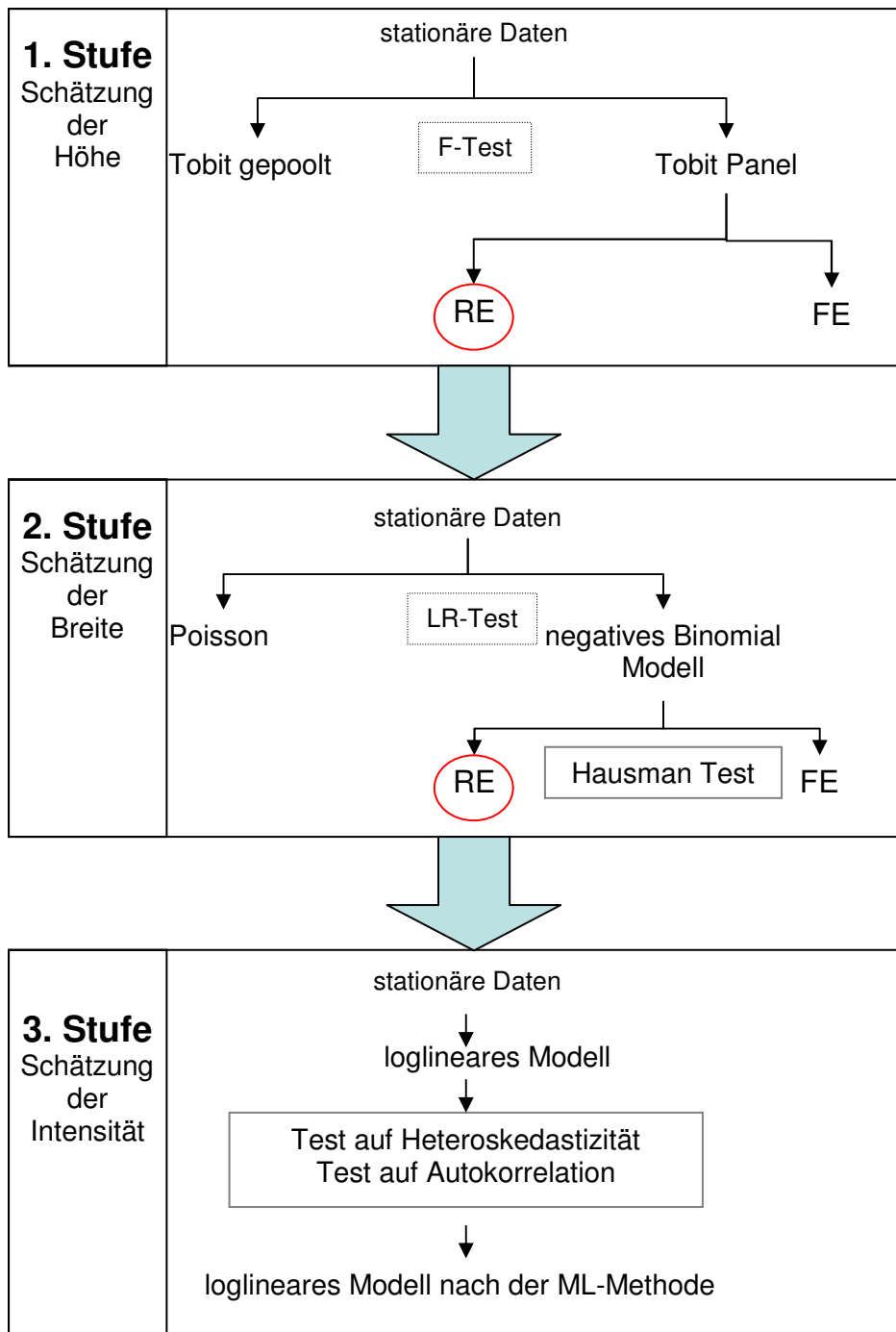
nach der ML-Methode unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität geschätzt.

Ein Nachteil in der Interpretation des ML-Schätzers gegenüber der OLS-Schätzung ist die Anwendung der Gütemaße. Der ML-Schätzer generiert im Gegensatz zur OLS-Schätzung kein Bestimmtheitsmaß, das direkt wie das R^2 als Anteil der erklärten Streuung interpretiert werden kann. Aus diesem Grund wird ein so genanntes Pseudo- R^2 (PR^2) errechnet. Das Pseudo- R^2 ist der Vergleich zwischen dem geschätzten Modell mit allen exogenen Variablen und dem Modell nur mit Konstante geschätzt. Das Pseudo- R^2 liegt zwischen 0 und 1. Für $PR^2 = 1$ zeigt das Modell eine perfekte Anpassung. Für $PR^2 = 0$ ist keine Anpassung vorhanden. Das Pseudo- R^2 bestimmt damit den Grad der Unsicherheit in den Daten, der durch das Modell erklärt wird.⁷³ (ECKEY, KOSFELD ET AL. 2001: 193).

⁷³ Das Modell wurde zusätzlich auch nach der GLS-Methode geschätzt. R^2 und Pseudo- R^2 weisen dabei Werte mit einer ähnlichen Aussage auf.

Die folgende Abbildung fasst die Methoden und Tests auf den verschiedenen Stufen der Schätzung zusammen und gibt einen Überblick für das weitere Vorgehen der Schätzung.

Abbildung 19: Vorgehensweise der Analyse zur Sonderangebotshöhe, -breite und -intensität



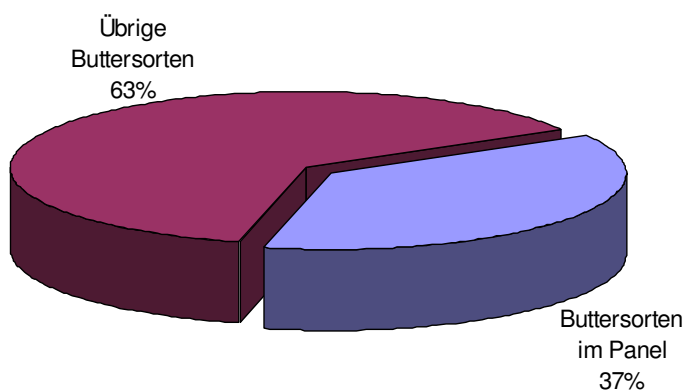
Quelle: Eigene Darstellung.

4.3.1.3 Deskriptive Statistiken

Der in dieser Arbeit vorliegende Datensatz enthält als Merkmalsträger 12 Butterprodukte in 17 Geschäften in Norddeutschland. Die Merkmalsträger werden von $i = 1, \dots, N$ durchnummeriert. Für jeden dieser Merkmalsträger liegen wöchentliche Beobachtungen über den Zeitraum (T) von zwei Jahren vor, das heißt insgesamt 104 Wochen. Da die Zeitdauer des Angebots für alle verschiedenen Produkte in den verschiedenen Geschäften den Zeitraum der Jahre 2000 und 2001 umfasst, liegt ein unbalanciertes Panel vor. Das bedeutet, dass nicht für alle Variablen i auch 104 Beobachtungen über die Zeit zur Verfügung stehen. Fehlende Beobachtungen sind eher auf lückenhafte Berichterstattung oder fehlende Abverkäufe zurückzuführen, als dass das Produkt nicht angeboten wurde.⁷⁴

Die 30 meist verkauften Produkte im Datensatz werden für die Analyse ausgewählt. Aus denen wiederum werden die Produkte bestimmt, die in den meisten untersuchten Geschäften in Norddeutschland distribuiert werden. Das folgende Kreisdiagramm zeigt den Verkaufsanteil der 12 ausgewählten Butterprodukte für Gesamtdeutschland. Das Sortiment der Stichprobe umfasst insgesamt 278 verschiedene Buttersorten.

Abbildung 20: Verkaufsanteil der ausgewählten Butterprodukte an der Gesamtstichprobe

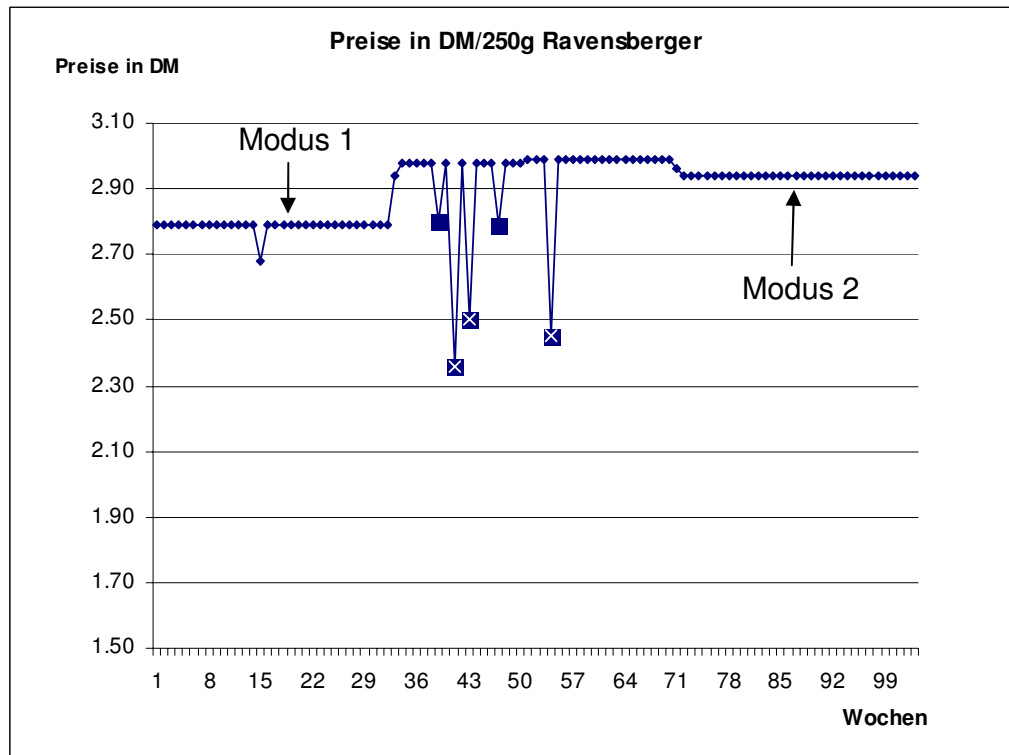


Quelle: Eigene Darstellung und Berechnung in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

⁷⁴ Telefonische Auskunft: Herr Bartram Madakom GmbH, 23.08.2005

Wie bereits im zweiten Kapitel erwähnt, stellt sich bei der Bestimmung von Sonderangeboten die Frage nach dem Referenzpreis zur Bestimmung eines Sonderangebotes. Es liegen keine Angaben darüber vor, welche Preise vom Händler selbst als Sonderangebot deklariert wurden. In der vorliegenden Arbeit werden zwei verschiedene Kriterien zur Bestimmung des Normalpreises für die Schätzungen herangezogen, zum einen das Madakom-Kriterium und zum anderen das Modus-Kriterium. Nach Angaben der Madakom GmbH ist derjenige Preis ein Sonderangebot, der eine mindestens 5%ige Senkung gegenüber dem Normalpreis aufweist. Der erste Preis zu Beginn der Berichtsperiode wird dabei als Normalpreis angenommen. Der Normalpreis der Madakom GmbH ist danach immer der Preis, der mindestens vier Wochen besteht. Nach fünf Wochen würde ein Sonderangebot damit zum neuen Normalpreis werden. Dies ist eine willkürliche Einteilung und wie bereits in Kapitel 2 diskutiert, existieren in der Literatur unterschiedliche Kriterien zur Bestimmung von Normalpreis und Sonderangebot. Das zweite gewählte Kriterium ist das so genannte Modus-Kriterium. Hier wird statt einer Wochengrenze der Normalpreis als Modus über jeweils ein Jahr gewählt. Ein Sonderangebot ist demnach eine 5% Preissenkung gegenüber dem bestimmten Normalpreis. Nach Untersuchungen von RICHARDS (2006: 269) spielt der Prozentsatz der Preissenkung bei Sonderangeboten eine eher geringe Rolle. Durch die unterschiedlichen Bestimmungen von Sonderangeboten entstehen auch Unterschiede in den Schätzungen und deskriptiven Statistiken. Das folgende Beispiel verdeutlicht diese Problematik anhand zweier Schaubilder. Über die 104 Wochen der Stichprobe werden die Preisreihen beispielhaft für zwei Butterprodukte dargestellt. Diejenigen Preise, die nach dem Madakom-Kriterium ein Sonderangebot sind, werden mit einem Kästchen gekennzeichnet. Die Preise, die nach dem Modus-Kriterium Sonderangebote sind, erhalten ein X. Wenn Kästchen und X übereinander sind, bedeutet das, dass die Preisstellung nach beiden Kriterien ein Sonderangebot ist.

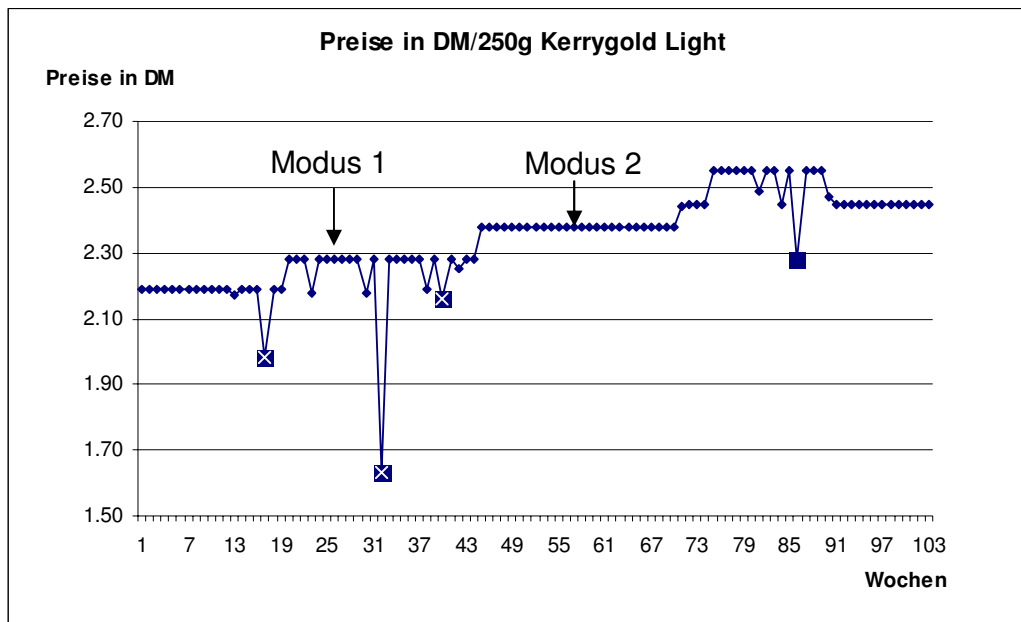
Abbildung 21: Beispielpreisreihe für Ravensberger Butter in einem Geschäft



Quelle: Eigene Darstellung nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Nach dem Kriterium der Madakom GmbH sind in Abbildung 21 über die Zeit drei verschiedene Normalpreisniveaus zu erkennen. Da das Modus-Kriterium jeweils als Normalpreis den Modus über ein Jahr nimmt, gibt es hier folglich nur zwei verschiedene Normalpreisniveaus. Die erste erkennbare Preissenkung in Woche 15 ist nach beiden Kriterien kein Sonderangebot, da die Preissenkung geringer als 5% ist. Bei Ravensberger Butter sind nach dem Madakom-Kriterium fünf Sonderangebote zu erkennen. Nach dem Modus-Kriterium und 5%iger Preissenkung ist nur bei drei Preisen ein Sonderangebot vorhanden, da der Modus für das erste Jahr durch die Preisstellungen in Woche 15, 40 und 48 nicht um 5% unterboten wird.

Abbildung 22: Beispielpreisreihe für Kerrygold Light Butter in einem Geschäft



Quelle: Eigene Darstellung nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Auch bei Kerrygold Light Butter zeigt sich, dass über die Zeit mehrere verschiedene Normalpreise bei der Madakom GmbH existieren. Bei Betrachtung der Abbildung 22 tritt jedoch die Vermutung auf, dass es sogar noch mehr unterschiedliche Normalpreisniveaus für den Händler gegeben haben könnte. Ab Woche 20 könnte schon ein neuer Normalpreis für den Händler vorliegen, der dann bis Woche 45 fünfmal zu einem Sonderangebot geändert wird. Dies wird aber durch die Vier-Wochenregel nach dem Modus-Kriterium vernachlässigt. Der Modus-Normalpreis besitzt dagegen sogar nur höchstens zwei verschiedene Werte über den betrachteten Zeitraum. Bei beiden Kriterien kann nicht eindeutig bestimmt werden, ob sie sich mit der realen Situation im Handel decken. Beim Modus bleiben Preisänderungen, die innerhalb der Beobachtungsperiode entstehen, aber nicht am häufigsten auftreten, als Normalpreis unberücksichtigt. Des Weiteren können innerhalb eines Beobachtungszeitraumes mehrere Modi vorliegen, die die eindeutige Bestimmung des Normalpreises, vorausgesetzt es gibt nur einen, nicht zulassen. In dieser Arbeit wird in diesen Fällen jeweils der preislich höchste Modus gewählt. RICHARDS (2006) wählt als Möglichkeit zur Bestimmung von Sonderangeboten eine Preissenkung gegenüber der Vorwoche. Hier entsteht jedoch das Problem, dass aufeinander folgende Sonderangebote nicht mehr als solche identifiziert werden können.

Die Darstellung zeigt, dass jedes Kriterium spezifische Probleme aufweist und deshalb in Schätzung und Interpretation berücksichtigt werden muss, dass es kein allgemein gültiges Kriterium gibt.

Deskriptive Statistiken für den Normalpreis nach der Madakom

Die folgenden Tabellen zeigen die deskriptiven Statistiken für die Variablen der 3-stufigen Schätzung. Diese werden sowohl für das Madakom-Kriterium als auch für das Modus-Kriterium aufgeführt.

Tabelle 27: Variablen für das Tobit-Modell nach dem Madakom-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std. Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
aend	Prozentuale Preisänderung zum Normalpreis	0,0098	0,0587	-0,2713	0,5887
exogene Variablen:					
anzsako	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenz	2,9509	2,2209	0	9
anzpro	Anzahl der Produkte in jedem Geschäft	4,2288	3,0389	0	11
anzproko	Anzahl der Produkte der Konkurrenz	6,1505	4,0096	0	14
ghdm	Großhandelspreis pro Verkaufseinheit	1,5476	0,3104	0,616	1,77
handel	Lohnindex im Handel	101,3875	1,5293	99,1	103,6

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

4. Empirische Analyse

Tabelle 28: Variablen für das negative Binomial-Modell nach dem Madakom-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std. Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
anzsa	Anzahl der Sonderangebote in jedem Geschäft	0,2606	0,6899	0	6
exogene Variablen:					
anzsako	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenz	2,9509	2,2209	0	9
anzpro	Anzahl der Produkte in jedem Geschäft	4,2288	3,0389	0	11
anzproko	Anzahl der Produkte der Konkurrenz	6,1505	4,0096	0	14
ghdm	Großhandelspreis pro Verkaufseinheit	1,5476	0,3104	0,616	1,77
prodmark	Lohnindex für Produktion und Marketing	101,1875	1,4607	98,8	103,3
kuv	Lohnindex im Versicherungssektor	101,3375	1,6508	99,1	104
aendp	geschätzte Werte für aend aus dem Tobit-Modell	0,0352	0,0203	6,35e-10	0,1236

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Tabelle 29: Variablen für das loglineare Modell nach dem Madakom-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std. Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
logu	logarithmierter Umsatz	6,0751	1,1345	2,6340	9,9062
exogene Variablen:					
logtob	logarithm. geschätzte Werte für aend aus Tobit	-4,8143	4,7177	-21,1772	-2,0909
lognb	logarithm. geschätzte Werte für anzsak aus Zähldatenmodell	-3,7917	6,7773	-26,3738	1,2033
logeink	logarithmiertes Pro-Kopf-Einkommen	6,6748	0,0315	6,6329	6,7324
logpreis	logarithmierter Preis	0,8618	0,1635	-0,0726	1,1909
lopreisako	logarithmierter Preis der Konkurrenz	0,8418	0,1656	0,0198	1,1362

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Deskriptive Statistiken für den Normalpreis als Modus über ein Jahr

Tabelle 30: Variablen für das Tobit-Modell nach dem Modus-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std.Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
aend2	Prozentuale Preisänderung zur Vorwoche	0,0088	0,0636	-0,1376	0,5904
exogene Variablen:					
anzsako2	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenz	3,4260	2,5332	0	11
anzpro	Anzahl der Produkte in jedem Geschäft	4,2288	3,0389	0	11
anzproko	Anzahl der Produkte der Konkurrenz	6,1505	4,0096	0	14
ghdm	Großhandelspreis pro Verkaufseinheit	1,5476	0,3104	0,616	1,77
handel	Lohnindex im Handel	101,3875	1,529	99,1	103,6

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Tabelle 31: Variablen für das negative Binomial-Modell nach dem Modus-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std.Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
anzsa2	Anzahl der Sonderangebote in jedem Geschäft	0,3047	0,7929	0	6
exogene Variablen:					
anzsako2	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenz	3,4261	2,5332	0	11
anzpro	Anzahl der Produkte in jedem Geschäft	4,2288	3,0389	0	11
anzproko	Anzahl der Produkte der Konkurrenz	6,1505	4,0096	0	14
ghdm	Großhandelspreis pro Verkaufseinheit	1,5476	0,3104	0,616	1,77
prodmark	Lohnindex für Produktion und Marketing	101,19	1,4607	98,8	103,3
kuv	Lohnindex im Versicherungssektor	101,34	1,6508	99,1	104
aend2p	geschätzte Werte für aend2 aus dem Tobit-Modell	0,0101	0,0079	0,0005	0,0543

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

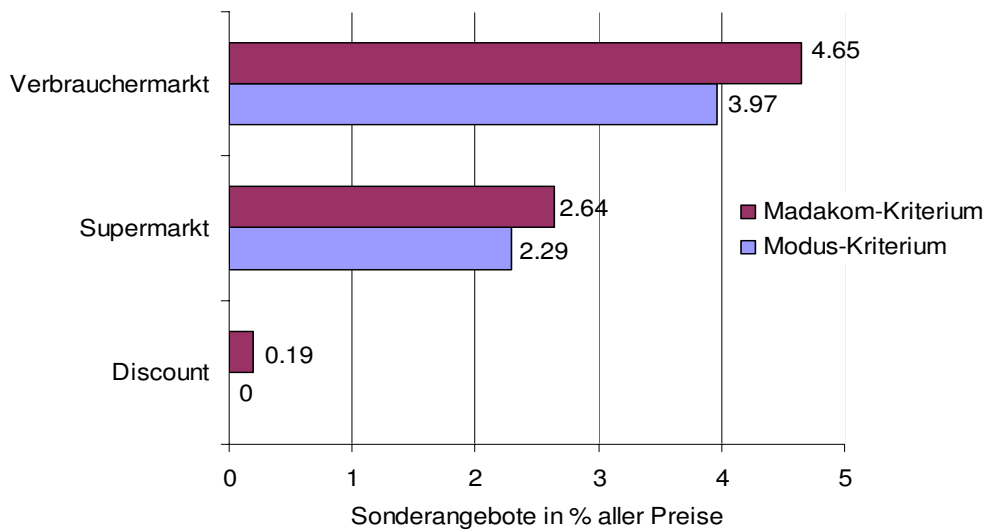
Tabelle 32: Variablen für das loglineare Modell nach dem Modus-Kriterium

Variable	Beschreibung	Mittelwert	Std.Abw.	Min	Max
endogene Variable:					
logu	logarithmierter Umsatz	6,0751	1,1345	2,6340	9,9062
exogene Variablen:					
logtob2	geschätzte Werte für aend2 aus Tobit	-4,9547	0,9330	-7,6206	-2,9139
lognb2	geschätzte Werte für anza2 aus dem Zähldatenmodell	-2,7120	1,9435	-8,9526	1,9916
logeink	logarithmiertes Pro-Kopf-Einkommen	6,6748	0,0315	6,6329	6,7324
logpreis	logarithmierter Preis	0,8618	0,1635	-0,0726	1,1909
lopreisko	logarithmierter Preis der Konkurrenz	0,8418	0,1656	0,0198	1,1362

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Insgesamt sind nach dem Madakom-Kriterium 332 Preise Sonderangebote. Das sind 2,78% aller Preise. Nach dem Modus-Kriterium dagegen lassen sich in der Stichprobe 391 Sonderangebote errechnen, was 3,27 % aller Beobachtungen entspricht. Diese Diskrepanz erklärt Unterschiede in den Schätzungen und verdeutlicht ebenfalls die Problematik bei der Festlegung eines Kriteriums zur Errechnung von Sonderangeboten.

Abbildung 23: Prozentualer Anteil von Sonderangeboten an allen Beobachtungen



Quelle: Eigene Darstellung und Berechnung nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die oberen Balken stellen den jeweiligen prozentualen Anteil der Sonderangebote an allen Preisen der verschiedenen Geschäftstypen nach dem Modus-Kriterium dar, während die unteren Balken die Sonderangebote nach dem Madakom-Kriterium abbilden. Andere verkaufsfördernde Aktionen außer temporären Preisreduktionen (vgl. Kap. 2.2) spielen hier keine Rolle, da diese in den vorliegenden Daten für die Kategorie Butter nicht auftreten. Die deskriptiven Statistiken für die Discounter zeigen, dass es für das Madakom-Kriterium bei diesem Ladentyp keine Sonderangebote gibt. Die Problematik der seltenen Ereignisse bleibt jedoch auch bei Entfernung der Discounter aus den Schätzungen bestehen. Aus diesem Grund und aus Vergleichszwecken werden die Discounter, da sie ein wichtiger Bestandteil des Lebensmitteleinzelhandels sind und Konkurrenz für die Super- und Verbrauchermärkte darstellen, auch bei der Schätzung des Madakom-Kriteriums im Panel belassen.

4.3.2 Schätzungen und Ergebnisse

Alle Schätzungen werden sowohl mit der Normalpreisbestimmung nach dem Madakom-Kriterium als auch nach dem Modus-Kriterium durchgeführt. Die Hauptunterschiede zwischen diesen beiden Varianten liegen in der Anzahl der Sonderangebote und darin, dass die Modus-Variante im Gegensatz zur Madakom-Variante bei Discountern Sonderangebote auf-

weist (vgl. Kap. 4.3.1.3). Dies führt teilweise zu erheblichen Unterschieden in den Ergebnissen der Schätzungen.

Die Übersicht fasst die aus den theoretischen Modellen abgeleiteten Hypothesen für die einzelnen Modellstufen zusammen.

4. Empirische Analyse

Tabelle 33: Hypothesen zur Schätzung der Sonderangebotshöhe und -breite

	Nr.	Hypothese
1. Stufe Schätzung der Höhe	1a	Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.
	1b	Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.
	1c	Der Großhandelspreis hat einen negativen Einfluss auf die absolute Höhe der Preisreduktion.
	1d	Die Anzahl der Produkte nimmt einen negativen Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote.
	1e	Die Höhe der Sonderangebote ist in Discountern geringer als in Supermärkten.
	1f	Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten.
	1g	Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Ostern.
2. Stufe Schätzung der Breite	2a	Breite und Tiefe von Sonderangeboten verhalten sich komplementär zueinander.
	2b	Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.
	2c	Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.
	2d	Der Großhandelspreis hat einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.
	2e	Die Anzahl der Produkte nimmt einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.
	2f	Die Anzahl der Sonderangebote ist in Discountern niedriger als in Supermärkten.
	2g	Die Anzahl der Sonderangebote ist in Verbrauchermärkten größer als in Supermärkten.
	2h	Die Anzahl der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten.
	2i	Die Anzahl der Sonderangebote steigt in der Woche vor Ostern.
3. Stufe Schätzung der Wirkung	3a	Die Höhe von Sonderangeboten erhöht den Umsatz.
	3b	Die Breite von Sonderangeboten erhöht den Umsatz.
	3c	Der Umsatz bei Butterprodukten ist bei Discountern höher als bei Supermärkten.
	3d	Der Umsatz steigt in der Woche vor Weihnachten.
	3e	Der Umsatz steigt in der Woche vor Ostern.

Quelle: Eigene Darstellung.

Schätzung der Sonderangebotshöhe

Ein Tobit-Modell wird standardmäßig mit zufälligen Individualeffekten geschätzt, da ein Modell mit fixen Individualeffekten verzerrt wäre. Um diesem Problem zu begegnen, entwickelte HONORÉ (1992) einen semiparametrischen Schätzer und ermöglicht somit die Schätzung bedingter Fixed-Effects-Tobit-Modelle. Das von HONORÉ (1992) vorgeschlagene Lösungsverfahren ist ein dynamisches Modell mit einer Verzögerung, das Differenzen schätzt. Dieses erscheint für diese Arbeit jedoch inhaltlich ungeeignet. Da Sonderangebote mit zeitlichen Abständen auftreten, aber ihnen nicht immer ein Normalpreis vorausgeht, ist es aus theoretischer Sicht nicht sinnvoll, die Veränderung gegenüber der Vorperiode zu betrachten. Zudem sollen die Absolutwerte der relativen Höhe und die absolute Breite von Sonderangeboten im Vergleich zum Normalpreis bestimmt werden. Aufeinanderfolgende Sonderangebote werden ab dem zweiten Sonderangebot in dynamischen Modellen wie konstante Preise behandelt und können nicht mehr als Sonderangebote identifiziert werden.⁷⁵ Diese Ausführungen zeigen, dass ein statisches Modell zur Beantwortung der Fragestellung besser geeignet ist als ein dynamisches Modell.

Das Tobit-Modell mit zufälligen Individualeffekten wird mit der Maximum Likelihood-Methode geschätzt. Durch die Maximierung der Gleichung (vgl. Kap. 4.3.1.2) lassen sich die Parameter β und σ bestimmen. An den Parametern kann unmittelbar abgelesen werden, welchen Einfluss die erklärenden Variablen im Modell auf die latente Variable d_t^* , die Höhe der Preisänderung, haben.

$$E(d_t^*) = \beta_0 + \beta X \quad (\text{F 4.40})$$

Als abhängige Variable wird die prozentuale Höhe der Preisreduktion bei einem Sonderangebot im Vergleich zum Normalpreis (aend) geschätzt.

Erklärende Variablen sind die Großhandelspreise (ghdm), ein Lohnindex im Handel zwischen Groß- und Einzelhandel (handel), die Anzahl der Produkte, die in Geschäft j angeboten werden (anzpro), die Anzahl der Sonderangebotsprodukte der Konkurrenten (anzsako) und die Anzahl aller Produkte dieser Kategorie, die in Geschäften der Konkurrenz (anzproko) angeboten werden. Im vorliegenden Modell werden Dummy-Variablen für Spitzenzeiten in der Nachfrage eingeführt. Diese Zeitpunkte sind in Anlehnung an die Theorie von WARNER UND BARSKY (1995) auf Deutschland bezogen die Woche vor Ostern und die vor Weihnachten. Für Deutschland sind Strategieunterschiede zwischen verschiedenen Ladentypen zu erwar-

⁷⁵ Etwa 19% der Sonderangebote im untersuchten Datensatz sind zwei- oder mehrwöchig.

ten. Aus diesem Grund werden Dummy-Variablen für Discounter (DC) und Verbrauchermärkte (VM) geschätzt. Supermärkte fungieren dabei als Referenzgruppe.

Der Lohnindex im Handel symbolisiert die Kosten im Handel. Er gehört, wie die Großhandelspreise und der Einfluss unterschiedlicher Geschäftstypen zu den betriebswirtschaftlichen Faktoren, die die Sonderangebotshöhe beeinflussen. Bei der Untersuchung der Sonderangebotshöhe wird davon ausgegangen, dass zusätzliche Mengeneinheiten jedes Produktes verkauft werden, wenn die Sonderangebotshöhe steigt. Zusätzlich verkaufte Menge ändert in erster Linie die mittelfristig variablen Kosten wie den Arbeitseinsatz (RICHARDS, 2006). Daher wird der Lohnindex im Handelssektor in die Schätzung einbezogen.

Tabelle 34: Variablen im Tobit-Modell

Y	abhängige Variable
aend	Höhe des Sonderangebots (prozentuale Preisreduktion für jedes Produkt, das in einer bestimmten Woche als Sonderangebot angeboten wird)
X	Matrix der erklärenden Variablen
anzproko	Anzahl der Produkte, die in Geschäften der Konkurrenz angeboten werden
anzsako	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenten
ghdm	Großhandelspreis
handel	Lohnindex im Handel
anzpro	Anzahl der Produkte, die im betrachteten Geschäft angeboten werden
VM	Dummy für Verbrauchermärkte
DC	Dummy für Discounter
xmas	Dummy Woche vor Weihnachten
ostern	Dummy Woche vor Ostern
Konst.	Konstante

Quelle: Eigene Darstellung.

Im Folgenden wird das ausgewählte Panelmodell mit Random-Effects abgebildet und interpretiert.

Tabelle 35: Regressionsergebnisse der Schätzung des Tobit-Modells (1. Stufe)

aend(abh.)	Modus-Kriterium			Madakom-Kriterium		
	Koeff.	Std. Err.	t-Wert	Koeff.	Std. Err.	t-Wert
anzproko	0,001	0,004	0,25	0,003	0,004	0,6
anzsako	0,013	0,005	2,69***	0,010	0,006	1,52
ghdm	0,227	0,079	2,87***	0,108	0,088	1,23
handel	-0,008	0,008	-1,01	0,017	0,009	1,82*
anzpro	0,021	0,006	3,54***	-0,010	0,007	-1,45
VM	0,162	0,035	4,59***	-0,208	0,038	-5,54***
DC	-0,244	0,154	-1,58	-2,551	33,601	-0,08
xmas	0,128	0,059	2,16**	0,157	0,067	2,33**
ostern	0,140	0,061	2,30**	0,169	0,070	2,42**
Konst.	-0,463	0,831	-0,56	-2,396	0,936	-2,56**

Koeff. = Koeffizient
Std. Err. = Standardfehler
*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.
** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level.
* statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die abhängige Variable aend ist die prozentuale Höhe der Sonderangebote im Vergleich zum Normalpreis.

Der Einfluss der Wettbewerber wird im Tobit-Modell anhand zweier exogener Variablen berücksichtigt, der Anzahl der Produkte (anzproko), die in Konkurrenzgeschäften angeboten werden und der Anzahl der Sonderangebote in Konkurrenzgeschäften (anzsako2).

Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft. (1a)

Die Anzahl der angebotenen Produkte in Konkurrenzgeschäften hat in beiden Modellvarianten zwar einen positiven Einfluss auf die absolute Höhe der Preissenkungen, aber keinen signifikanten Einfluss. Die fehlende Signifikanz und die mit 0,001 und 0,003 sehr kleinen Koeffizienten weisen darauf hin, dass bei dieser Variable gar kein Einfluss auf die Höhe des

Sonderangebotes besteht. Das positive Vorzeichen entspricht sowohl RICHARDS' (2006) theoretischen als auch seinen empirischen Ergebnissen.

Je mehr Sonderangebote ein Wettbewerber anbietet, desto größer ist die Höhe der

Sonderangebote im betrachteten Geschäft. (1b)

Die Anzahl der Sonderangebote in Konkurrenzgeschäften hat im Tobit-Modell in beiden Varianten eine positive Wirkung auf die Höhe der Preissenkung. Bei der Modus-Variante ist dieser Einfluss statistisch hoch signifikant. Die Madakom-Variante weist hingegen keine Signifikanz auf. Dies impliziert für die Modus-Variante, dass bei Ausdehnung der Sonderangebote der Konkurrenz um einen Prozentpunkt die Höhe der SA im jeweiligen betrachteten Geschäft um 1,3 Prozentpunkte steigt. Dies deutet auf ein gegenseitiges Unterbieten der Händler hin. Das Ergebnis stimmt mit dem theoretischen Modell von VARIAN (1980: 655) überein. Dieser führt an, dass ein Händler kurzfristig alle informierten Kunden auf sich zieht, wenn er die Konkurrenten unterbietet. Die positiven Koeffizienten stimmen auch mit den theoretischen Ableitungen von RICHARDS (2006) überein, in denen er einen aggressiven Konkurrenzkampf erwartet. Sie widersprechen aber seinen empirischen Ergebnissen. RICHARDS (2006) begründet seine empirischen Ergebnisse mit der so genannten „puppy dog“-Strategie⁷⁶. In dieser stellt er heraus, dass Geschäfte mit genügend großem Anteil an loyalen Kunden sich nicht dem Preiskampf durch Sonderangebote stellen müssen, um ihren Marktanteil zu behaupten (RICHARDS, 2006: 272). Um nicht dauerhaft einen Preisverfall zu riskieren, ziehen nach RICHARDS (2006) Geschäfte bei aggressivem Sonderangebotsverhalten ihrer Konkurrenz in der Anzahl ihrer Sonderangebote nicht mit, sondern senken die Zahl ihrer eigenen Sonderangebote.

Der Großhandelspreis hat einen negativen Einfluss auf die absolute Höhe der Preisreduktion. (1c)

Im Tobit-Modell hat der Großhandelspreis für die Modus-Variante einen signifikant positiven Einfluss auf die absolute Preissenkung bei Sonderangeboten. Das bedeutet, dass bei steigenden Großhandelspreisen die Höhe der Preissenkungen ebenfalls steigt. Damit wird Hypothese 1c abgelehnt. Dies scheint auf den ersten Blick unplausibel, da der Händler bei Verteuerung seiner Waren die Preisabschläge verringern müsste. Er gibt diesen Nachteil in Form geringerer Preissenkungen bei den Endverbraucherpreisen an die Konsumenten nicht weiter. Allerdings gibt es auch mögliche Er-

⁷⁶ wörtl. Welp: kann als versorgende Strategie bestehender Marktanteile, nicht als erobernde Strategie verstanden werden.

klärungen für den positiven Koeffizienten des Großhandelspreises. Diese ist mit der Sonderangebotsdefinition von HOSKEN UND REIFFEN (2004b: 145) konform, die eine Unabhängigkeit der Sonderangebotssetzung von den Kosten feststellen. Auf der anderen Seite weisen Großhandelspreis und der zugrunde gelegte Normalpreis eine Korrelation von 0,67 auf. Das zeigt, dass zwischen diesen beiden Variablen Korrelation besteht. Unter Berücksichtigung von Schwellenpreisen bei der Sonderangebotssetzung, könnte das absolute Preisniveau bei Sonderangeboten bestehen bleiben, auch wenn sich durch steigende Großhandelspreise der Normalpreis erhöht. Damit wäre dann eine prozentual gesehen höhere Preissenkung im Falle eines Sonderangebots bei steigenden Großhandelspreisen denkbar. Zudem ist der Großhandelspreis ein allgemeiner Großhandelspreis für Butter. Ob Hersteller oder Großhändler mit Einzelhändlern für bestimmte Buttersorten Sonderkonditionen aushandeln, ist in der Variable Großhandelspreis nicht berücksichtigt. Für die Madakom-Variante zeigt sich ebenfalls ein positiver Koeffizient für den Großhandelspreis entgegen Hypothese 1c, allerdings ist dieser, im Unterschied zum Modus-Kriterium, nicht signifikant.

Der Index für die Kosten im Handel hat in der Modus-Variante keinen signifikanten Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote. Hier zeigt sich aber ein negativer Koeffizient. Bei einer Steigerung der Kosten würde damit der prozentuale Preisabschlag bei Sonderangeboten sinken, wie auch RICHARDS (2006) vermutet und empirisch bestätigt. Die Madakom-Variante weist dagegen einen positiven Koeffizienten auf, der mit 10% Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ist. Hier ist dennoch eher kein Zusammenhang als ein positiver zu vermuten.

Die Anzahl der Produkte nimmt einen negativen Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote. (1d)

Zu den betriebswirtschaftlichen Faktoren zählt im Tobit-Modell auch die Anzahl der Produkte. In Modellvariante Modus zeigt sich, dass die Anzahl der Produkte, die in einem Geschäft angeboten wird, einen signifikant positiven Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote ausübt. Dies widerspricht der Theorie von RICHARDS (2006), der einen negativen Einfluss der Produktpalette auf die Höhe der Sonderangebote prognostiziert. Hypothese 1d wird damit abgelehnt. Dies erweist sich allerdings mit der Theorie von SCHMALEN, PECHTL ET AL. (1996: 34) konform, die die Wirkung des so genannten Spill-over-Effekts⁷⁷ von Sonderangeboten beschreiben. Danach steigert ein Sonderangebot den Absatz in der gesamten Warengruppe, wo-

⁷⁷ Kommunikationspolitische Ausstrahlung des Sonderangebots auf andere Produkte der gleichen Warengruppe (SCHMALEN, PECHTL ET AL. 1996: 33).

durch preisliche Umsatzeinbußen durch das Sonderangebot zusätzlich kompensiert werden. Bei großen Produktpaletten können damit positive Effekte erzielt werden. Mit den empirischen Ergebnissen von RICHARDS (2006) stimmt dieses Ergebnis überein. Auch RICHARDS (2006) findet empirisch einen positiven Einfluss der Zahl der angebotenen Produkte auf die Sonderangebotshöhe.

In der Modellvariante Madakom hingegen stimmt das negative Vorzeichen mit RICHARDS (2006) theoretischen Überlegungen überein, allerdings ist dieser Wert nicht signifikant.

Die Höhe der Sonderangebote ist in Discountern geringer als in Supermärkten. (1e)

Für das Tobit-Modell in der Modellvariante Modus zeigt sich für die Variable Discounter (DC) auf die Höhe der Preissenkung kein signifikanter Einfluss. Der Verbrauchermarkt (VM) hingegen hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote. Dieses Ergebnis ist im Vergleich zur Referenzgruppe, dem Supermarkt, zu interpretieren. Das bedeutet, dass Verbrauchermärkte bei den untersuchten Buttersorten signifikant höhere Preissenkungen bei Sonderangeboten ansetzen als Supermärkte.

Der negative Koeffizient in der Modellvariante Madakom weist ebenfalls darauf hin, dass im Vergleich zur Referenzgruppe Supermarkt Discounter niedrigere Preissenkungen bei Sonderangeboten aufweisen. Da die deskriptive Statistik zeigt, dass bei dieser Variante die Discounter in der Stichprobe überhaupt keine Preissenkungen im Zuge von Sonderangeboten aufweisen, ist das Vorzeichen zwar plausibel, der Koeffizient jedoch nicht signifikant.

Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten (1f)

Im Tobit-Modell hat die Weihnachts-Dummy-Variable bei beiden Modellvarianten auf die Höhe der Sonderangebote einen signifikanten positiven Einfluss. In der Woche vor Weihnachten steigt die Höhe der Sonderangebote in der Modus-Variante um 12,8 Prozentpunkte, nach der Madakom-Variante sogar um 15,7 Prozentpunkte.

Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Ostern (1g)

Auch Ostern zeigt in beiden Varianten einen positiven signifikanten Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote. In der Modus-Variante steigt die Höhe der Sonderangebote um 14 Prozentpunkte, in der Madakom-Variante um 16,9. Dieses Ergebnis dokumentiert die praktische Relevanz und den Einfluss der Feiertage auf die Sonderangebotssetzung.

Schätzung der Sonderangebotsbreite

Die vorangegangenen Tests und Ausführungen zeigen, dass ein negatives Binomial-Modell mit zufälligen Individualeffekten am besten für die Daten geeignet ist (vgl. Kap. 4.3.1.1). Zudem weist das Modell Heteroskedastizität auf, der nur mit Hilfe der GLS-Methode Rechnung getragen werden kann, was seinerseits ein Modell mit zufälligen Individualeffekten erfordert. Aus diesem Grund werden für die weiteren Schätzungen RE-Modelle angewendet⁷⁸. Als abhängige Variable wird die Anzahl der Sonderangebote (anzsa) geschätzt. Analog zur Höhe der Sonderangebote wird die Anzahl auch als Breite von Sonderangeboten bezeichnet. Die erklärenden Variablen sind die jeweiligen Großhandelspreise (ghdm), ein Lohnindex im Finanzierungs- und Versicherungssektor (kuv) und ein Lohnindex in der Marketingindustrie (prodmark), die die Kosten des Handels beschreiben sollen. Des Weiteren werden die Anzahl der Produkte, die in Geschäft j angeboten werden (anzpro), die Anzahl der Sonderangebotsprodukte der Konkurrenten (ansako), die Anzahl aller verkauften Produkte der Konkurrenten (anzproko1), eine wöchentliche Trendvariable (woche) und die Höhe der Preisreduktion (aendp), der abhängigen Variable aus der Schätzung des Tobit-Modells, in das Modell aufgenommen. Wie bereits für das Tobit-Modell beschrieben, werden wiederum Dummy-Variablen für die Nachfragespitzen und für die verschiedenen Ladentypen geschätzt.

In diesem Modell wird die Kostenstruktur des Handels anhand der Großhandelspreise, verschiedener Kostenindices und dem Einfluss unterschiedlicher Geschäftstypen auf die Sonderangebotsbreite verdeutlicht. Kosten, die durch Sonderangebotsbreite entstehen, werden eher den fixen Kosten zugerechnet als den variablen, da eine größere Auswahl an Produkten verkauft wird und dadurch beispielsweise mehr Verkaufsfläche benötigt wird. Aus diesem Grund werden für das Modell zur Schätzung der Sonderangebotsbreite Kostenindices betrachtet, die die fixen Kosten darstellen sollen: Kosten für Finanzierung und Versicherungen und ein Lohnindex aus der Marketingindustrie.

⁷⁸ Beim Vergleich der Ergebnisse beider Schätzmethoden sind die Unterschiede zudem sehr gering und können somit vernachlässigt werden.

Tabelle 36: Variablen im negativen Binomial-Modell

Y	abhängige Variable
anzsa	Breite des Sonderangebots (Anzahl der Sonderangebote pro Woche)
X	Matrix der erklärenden Variablen
aendp	Höhe der Preisreduktion (prognostizierte abhängige Variable aus der Tobit-Schätzung)
anzproko	Anzahl der Produkte, die in Geschäften der Konkurrenz angeboten werden
anzsako	Anzahl der Sonderangebote der Konkurrenten
ghdm	Großhandelspreis
prodmark	Lohnindex in der Marketingindustrie
kuv	Lohnindex im Finanzierungs- und Versicherungssektor
anzpro	Anzahl der Produkte, die im betrachteten Geschäft angeboten werden
VM	Dummy für Verbrauchermärkte
DC	Dummy für Discounter
xmas	Dummy Woche vor Weihnachten
ostern	Dummy Woche vor Ostern
woche	wöchentliche Trendvariable
Konst.	Konstante

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 37: Regressionsergebnisse der Schätzung des negativen Binomial-Modells (2. Stufe)

	Modus-Kriterium			Madakom-Kriterium		
	Koeff.	Std. Err.	t-Wert	Koeff.	Std. Err.	t-Wert
aendp	-28,273	9,529	-2,97***	7,517	5,867	1,28
anzproko	0,162	0,017	9,53***	-0,034	0,015	-2,22**
anzsako	0,127	0,014	9,09***	0,040	0,013	3,00***
ghdm	-0,209	0,378	-0,55	0,429	0,260	1,65*
prodmark	0,290	0,110	2,62***	-0,002	0,097	-0,02
kuv	-0,203	0,063	-3,24***	-0,013	0,057	-0,24
anzpro	0,556	0,028	20,11***	0,322	0,021	15,38***
VM	-0,352	0,240	-1,47	-0,741	0,298	-2,49**
DC	-3,065	0,867	-3,54***	-22,860	10621,220	0,00
xmas	0,882	0,181	4,87***	0,518	0,169	3,07***
ostern	0,671	0,192	3,49***	0,453	0,190	2,39**
woche	-0,010	0,005	-1,97**	-0,001	0,004	-0,15
Konst.	-11,720	9,623	-1,22	0,668	8,575	0,08
	Modus: LR χ^2 : 999,57 (0,000***)			Madakom: LR χ^2 : 630,50 (0,000***)		
Koeff. = Koeffizient Std. Err. = Standardfehler *** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level. ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level. * statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.						

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

LR χ^2 testet die Hypothese, dass alle Koeffizienten Null sind. Die Modelle nach beiden Varianten sind als Ganzes signifikant. Die abhängige Variable ist die Anzahl der Sonderangebote.

Breite und Höhe von Sonderangeboten verhalten sich komplementär zueinander. (2a)

Diese Hypothese beschäftigt sich mit dem Verhalten von SA-Höhe und Breite zueinander. Diese Beziehung wird im Wesentlichen im negativen Binomial-Modell untersucht. In RICHARDS (2006) empirischer Studie zeigt sich eine signifikante Komplementaritätsbeziehung der beiden Variablen Höhe und Zahl der Sonderangebote. Diese wird durch den positiven Koeffizienten der absoluten Preissenkung ausgedrückt. Bei höheren Preisabschlägen werden folglich mehr Sonderangebote angeboten. Dies geht mit der Theorie von RICHARDS (2006) einher. Bei sehr hohen Preissenkungen

müssen auch insgesamt mehr Produkte als Sonderangebote angeboten werden, um die Nachfrage zu steigern, die nicht-geschäftstreuenden Kunden zu gewinnen und so Umsatzeinbußen zu kompensieren (RICHARDS, 2006: 266). Die Ergebnisse des Modells dieser Arbeit sind konträr zu RICHARDS (2006) und entsprechen damit der intuitiven Erwartung, wie RICHARDS (2006) es nennt. Der Koeffizient der Höhe (a_{endp}) ist negativ. Bei steigender Höhe der Preisreduktion sinkt somit die Zahl der Sonderangebote. Dies zeigt, dass der Umsatz entweder durch wenige Lockartikel oder durch eine breite Palette an Preisen mit einem geringen Preisabschlag generiert wird.

In der Madakom-Variante ist der Koeffizient zwar positiv, aber nicht statistisch signifikant.

Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft. (2b)

Im negativen Binomial-Modell für die Modus-Variante besitzt die Anzahl der Produkte in Konkurrenzgeschäften einen signifikant positiven Einfluss auf die Zahl der SA im jeweiligen betrachteten Geschäft. Die Hypothese wird nicht abgelehnt, da, wie erwartet, mit steigender Produktanzahl der Konkurrenz auch die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft steigt. Empirisch kommt RICHARDS (2006) zum gleichen Ergebnis wie das geschätzte Modell dieser Arbeit. Allerdings ist dieses Ergebnis bei RICHARDS (2006) nicht signifikant. RICHARDS (2006) begründet dieses Verhalten mit der Vielzahl an Produkten, die ein wichtiges Element bei monopolistischer Konkurrenz darstellen (DIXIT UND STIGLITZ, 1977: 299).

In der Madakom-Variante hingegen zeigt sich ein signifikant negativer Einfluss der Anzahl der Konkurrenzprodukte auf die Zahl der Sonderangebote. Das bedeutet, dass bei steigender Produktanzahl der Konkurrenz die Sonderangebotsbreite sinkt. Dieses Ergebnis widerspricht der Theorie von RICHARDS (2006) und deutet eher auf eine gemäßigte Konkurrenzsituation hin als auf den aggressiven Konkurrenzkampf, den RICHARDS beschreibt. Die Hypothese (2b) kann für diese Variante abgelehnt werden.

Bei dieser Hypothese wird besonders deutlich, dass zwischen den beiden Modellvarianten definitionsbedingt große Unterschiede in den Ergebnissen entstehen können. Während das Modus-Kriterium die Hypothese statistisch hoch signifikant nicht ablehnt, lehnt die Madakom-Variante das Modell mit statistischer Signifikanz ab. Dies zeigt die Notwendigkeit, in folgenden Arbeiten die verschiedenen Kriterien für Sonderangebote genauer zu analysieren.

Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft. (2c)

Die Anzahl der Sonderangebote in Konkurrenzgeschäften erweist sich in beiden Modellvarianten als positiv und statistisch hoch signifikant. Wenn die Zahl der Sonderangebote im Konkurrenzgeschäft steigt, steigt auch die Zahl der SA im jeweilig betrachteten Geschäft. Damit wird die Hypothese nicht abgelehnt und entspricht der Theorie von RICHARDS (2006). Die Annahme der Hypothese (2c) dieser Arbeit kann des Weiteren mit der Theorie des Gefangenen Dilemmas in Bezug auf Sonderangebote erklärt werden. Das Gefangenen Dilemma besagt, dass die Geschäfte, die Sonderangebote anbieten, die höchsten Gewinne erzielen. In vielen Situationen würden jedoch alle Geschäfte mehr verdienen, wenn keiner Sonderangebote anbieten würde. Wenn jedoch nur ein Geschäft Sonderangebote offeriert, bekommt dieses wiederum die höchsten Profite. Aus diesem Grund wird keines der Konkurrenzgeschäfte von seiner Sonderangebotsstrategie abrücken. Überträgt man diese Theorie auf mehrere Produkte, zeigt sie nach der so genannten „tit for tat“⁷⁹-Strategie, dass Geschäfte nachziehen, wenn die Konkurrenz mehr Sonderangebote anbietet (BLATTBERG UND NESLIN, 1990: 107).

Der Großhandelspreis hat einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote. (2d)

Auf die Zahl der Sonderangebote ergibt sich im negativen Binomial-Modell für den Großhandelspreis in beiden Modellvarianten kein signifikanter Einfluss. Der Koeffizient im Modus-Modell ist negativ, wogegen der der Madakom-Variante positiv ist. Über die Hypothese kann damit keine Aussage getroffen werden, da auf die Zahl der Sonderangebote überhaupt kein signifikanter Einfluss erkennbar ist. RICHARDS (2006) empirische Ergebnisse hingegen bestätigen die Hypothese, dass bei steigendem Großhandelspreis auch die Zahl der Sonderangebote steigt.

Die Anzahl der Produkte nimmt einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote. (2e)

Die Anzahl der verkauften Produkte in einem Geschäft hat für beide Varianten einen signifikant positiven Einfluss auf die Zahl der Sonderangebote. Je mehr Produkte in einem Geschäft angeboten werden, d.h. je größer das Sortiment ist, desto mehr Sonderangebote sind zu verzeichnen. Konkret bedeutet dies für die Modus-Variante, dass bei einer Erhöhung der Anzahl der angebotenen Produkte um 1 die Zahl der Sonderangebote um 0,556

⁷⁹ wörtl.: Wie du mir so ich dir, Wettbewerbsstrategie, mit gleichen Mitteln auf die Handlung eines Konkurrenten zu reagieren.

steigt. Damit kommt auf jeweils zwei zusätzliche Produkte etwa ein Sonderangebot. Im Modell mit dem Madakom-Normalpreis kommt auf drei zusätzliche Produkte etwa ein Sonderangebot. In beiden Fällen wird Hypothese 2e angenommen. Auch RICHARDS (2006) empirische Ergebnisse bestätigen die Theorie, dass die Wahrscheinlichkeit für Sonderangebote steigt, wenn mehr Produkte angeboten werden, da der Anteil von Sonderangeboten zu nicht Sonderangeboten einem bestimmten Verhältnis unterliegt (RICHARDS, 2006: 272).

Der Einfluss unterschiedlicher Geschäftstypen (2f,g)

Der Koeffizient der Modus-Variante des negativen Binomial-Modells zeigt, dass Discounter statistisch signifikant weniger Sonderangebote offerieren als Supermärkte. Bei Discountern (DC) geht die Zahl der Sonderangebote im Mittel um ca. 4 Sonderangebote zurück. Die deskriptive Statistik zeigt für die Madakom-Variante, dass die DC in der Stichprobe überhaupt keine SA in den untersuchten Bereichen anbieten, deshalb ist der Koeffizient für DC erwartungsgemäß nicht signifikant.

Die Anzahl der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten und in der vor Ostern. (2h,i)

Im negativen Binomial-Modell erweisen sich die Dummy-Variablen für Weihnachten und für Ostern in beiden Modell-Varianten als positiv und signifikant. Die Ergebnisse unterstützen die These von WARNER UND BARSKY (1995: 322), dass vor Weihnachten und vor Ostern die Zahl der SA in den Geschäften steigt. In der Modus-Variante steigt die Zahl der SA um 0,9 vor Weihnachten und um ca. 0,7 vor Ostern. Im direkten Vergleich der beiden Koeffizienten Weihnachten und Ostern zeigt sich bei der Madakom-Variante, dass vor Weihnachten mit 0,52 die Zahl der Sonderangebote noch stärker steigt als vor Ostern mit 0,45. Bezogen auf den Mittelwert der abhängigen Variablen mit 0,26 ergibt dies für Weihnachten eine Steigerung der Anzahl von Sonderangeboten von ca. 200 % für die Kategorie Butter.

Schätzung der Intensität von Sonderangeboten

In der dritten Stufe wird ein loglineares Modell nach der ML-Methode geschätzt. Das geschätzte Modell lässt eine heteroskedastische Varianzstruktur zu.⁸⁰ Ausführliche Testergebnisse befinden sich im Anhang (vgl. Anhang S.225f.). Als abhängige Variable (logu) geht in das dritte Modell der logarithmierte Umsatz aller Produkte im betrachteten Segment ein. Die erklärenden Variablen sind der logarithmierte Preis (logpreis), der logarithmierte Preis der Konkurrenz (logpreisko), das logarithmierte wöchentliche Pro-Kopf-Einkommen (logeink) der Bevölkerung in Deutschland und eine logarithmierte Trendvariable (logwoche) über die Zeit. Die geschätzte Anzahl der Sonderangebote aus der Schätzung des Zählmodells geht logarithmiert (lognb) genau wie die logarithmierte geschätzte Sonderangebotshöhe (logtob) aus der Tobit-Schätzung in die Schätzgleichung ein. Die logarithmierte Form hat den Vorteil, dass direkt Elastizitäten geschätzt und interpretiert werden können. Die oben beschriebenen Dummy-Variablen gehen ebenfalls wieder in die Schätzgleichungen ein, diese sind in normaler 0/1 Form nicht logarithmiert.

Tabelle 38: Variablen im loglinearen Modell

Y	abhängige Variable
logu	logarithmierter Umsatz aller Produkte im betrachteten Segment
X	Matrix der erklärenden Variablen
logtob	logarithmierte geschätzte Sonderangebotshöhe aus der Tobit-Schätzung
lognb	logarithmierte geschätzte Anzahl der Sonderangebote aus dem Zählmodellenmodell
VM	Dummy für Verbrauchermärkte
DC	Dummy für Discounter
logpreis	logarithmierter Preis des betrachteten Produktes
logpreisko	logarithmierter Preis der Konkurrenz
logeink	logarithmiertes wöchentliches Pro-Kopf- Einkommen
xmas	Dummy Woche vor Weihnachten
ostern	Dummy Woche vor Ostern
logwoche	logarithmierte Trendvariable
Konst.	Konstante

Quelle: Eigene Darstellung.

⁸⁰ Die im Methodenteil beschriebenen Tests ergeben, dass Heteroskedastizität und Autokorrelation nicht abgelehnt werden können. Aufgrund des unvollständigen Panels kann jedoch hier nur der Heteroskedastizität Rechnung getragen werden. Die Schätzer sind trotz der Verletzung der Modellannahme unverzerrt. Die Standardfehler können verzerrt sein, was Auswirkungen auf die Signifikanz der Koeffizienten haben könnte. Da die Mehrzahl der Koeffizienten jedoch statistisch hoch signifikant ist, ist hier nur mit geringen Auswirkungen zu rechnen.

Tabelle 39: Regressionsergebnisse der Schätzung des loglinearen Modells (3. Stufe)

	Modus-Kriterium			Madakom-Kriterium		
	Koeff.	Std. Err.	t-Wert	Koeff.	Std. Err.	t-Wert
logtob	0,279	0,021	13,45***	-0,452	0,031	-14,52***
lognb	0,379	0,007	53,22***	0,787	0,008	99,36***
VM	1,283	0,024	54,51***	1,534	0,029	53,52***
DC	2,497	0,039	63,54***	11,489	0,619	18,56***
logpreis	-1,183	0,065	-18,22***	-1,059	0,057	-18,63***
logpreisko	-0,077	0,070	-1,10	0,825	0,060	13,79***
logeink	0,844	0,245	3,45***	-1,396	0,202	-6,92***
xmas	-0,002	0,045	-0,04	0,252	0,043	5,93***
ostern	-0,155	0,043	-3,63***	0,042	0,042	1,00
logwoche	-0,076	0,009	-8,88***	-0,097	0,008	-12,53***
Konst.	3,220	1,605	2,01**	14,922	1,347	11,08***
	Pseudo-R ² : 0,644			Pseudo-R ² : 0,722		
Koeff. = Koeffizient Std. Err. = Standardfehler *** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level. ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level. * statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.						

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Die abhängige Variable ist der logarithmierte Umsatz. Das Pseudo-R² der ML-Schätzung beträgt 0,644 für die Modus-Variante und 0,722⁸¹ für die Madakom-Variante.

Zur Beurteilung der Multikollinearität werden die paarweisen Korrelationen berechnet. In der log-linearen Schätzung zeigt sich positive Multikollinearität zwischen den logarithmierten Preissenkungen der Sonderangebote und der Zahl der Sonderangebote, was die Hypothese der Komplementarität, bzw. den positiven Einfluss beider Variablen auf den Umsatz unterstützt.

Das Verhältnis von Höhe und Breite bei Sonderangeboten (3a, b)

⁸¹ Das Bestimmtheitsmaß der GLS-Schätzung und das Pseudo-R² der ML-Schätzung für die Modus-Variante mit 0,644 und 0,5964 und für die Madakom-Variante mit 0,722 und 0,7194 liegen sehr dicht zusammen, weshalb Rückschlüsse auf eine gute Modellanpassung gezogen werden können.

Die Beziehung von Anzahl und Höhe der Sonderangebote wird im loglinearen Modell insofern deutlich, als dass beide in der Modus-Variante die gleiche Wirkungsrichtung bezüglich des Umsatzes haben. Sowohl die Höhe als auch die Zahl der Sonderangebote erhöhen hier statistisch hoch signifikant den Umsatz. Dies stimmt mit den Ergebnissen von RICHARDS (2006) überein. Daher wird bei der Modus-Variante die Hypothese, dass sowohl die Höhe als auch die Zahl der Sonderangebote den Umsatz erhöhen, nicht abgelehnt.

Der steigende Umsatz bei zunehmender Höhe und Breite von Sonderangeboten in der Kategorie der Butterprodukte bedeutet, dass eine Kompensation entweder durch die zusätzlich verkaufte Menge des Sonderangebotes oder aber durch Preis- oder Mengenänderungen anderer Produkte dieser Kategorie entsteht. In Anlehnung an die Ergebnisinterpretation von RICHARDS (2006) werden die Elastizitäten von Sonderangebotshöhe und –breite direkt miteinander verglichen. Bei der Betrachtung der relativen Elastizitäten und damit der Effektivität der Sonderangebotshöhe und der Sonderangebotsbreite zeigt sich für die Modus-Variante, dass der Koeffizient der Breite mit 0,379 höher ist als der der Höhe mit 0,279. Demnach wäre es effektiver, mehr Sonderangebote zu offerieren anstatt größere Preisabschläge zu gewähren. Bei RICHARDS (2006) übt die Höhe der Sonderangebote einen höheren Einfluss auf den Umsatz aus als die Anzahl. Der Autor betont, dass die geschätzten Elastizitäten jedoch von der Sortimentsbreite abhängig sind. Bei einem kleinem Sortiment hätte die Ausdehnung der Sonderangebotsbreite um ein oder zwei Sonderangebote bereits einen starken prozentualen Effekt. An dieser Stelle muss des Weiteren berücksichtigt werden, dass die prognostizierten Werte des Tobit-Modells in dieser Arbeit unterschätzt sind. Aus diesem Grund ist die tatsächliche Effektivität im Vergleich schwer zu beurteilen. Da es sich um ein logarithmiertes Modell handelt, bedeutet für die Modus-Variante eine Erhöhung der Sonderangebotsanzahl um 10% eine Erhöhung des Umsatzes von Butter um 3,79%. Wenn eine Preissenkung um 10% größer ausfällt, steigt der Butterumsatz um ca. 2,8%.

Bei der Untersuchung dieser Hypothese (3a, b) zeigt sich erneut ein großer Unterschied zwischen den beiden Modell-Varianten. In der Madakom-Variante sind zwar ebenfalls sowohl der Koeffizient für die Höhe als auch der für die Breite statistisch hoch signifikant, aber der der Höhe ist im Gegensatz zur Breite negativ. Das bedeutet, dass bei höheren Preissenkungen auch der Umsatz sinkt. Damit können bei Lockartikeln die Einbußen durch geringere Margen nicht mit zusätzlich verkaufter Menge dieses Produktes oder anderen Produkten dieser Kategorie kompensiert werden. Allerdings

muss bei der Interpretation auch wiederum der Tatsache der Unterschätzung des Tobit-Modells Rechnung getragen werden. Das Modell wird ebenfalls mit der Höhe der Sonderangebote geschätzt, die vor der Logarithmierung mit dem Faktor 10 multipliziert wurden. Dies zeigt jedoch keine erkennbaren Auswirkungen auf die Ergebnisse. Die genaue Unterschätzung lässt sich nur durch eine Markov-Chain-Monte-Carlo Simulation errechnen.

Der Umsatz bei Butterprodukten ist bei Discountern höher als bei Supermärkten. (2d)

Bei der Wirkung der verschiedenen Geschäftstypen auf den Umsatz weisen für beide Modellvarianten sowohl der Discounter als auch der Verbrauchermarkt signifikant positiven Einfluss auf den Umsatz auf. Das bedeutet, dass Verbrauchermärkte und Discounter im Vergleich zu Supermärkten höhere Umsätze in der betrachteten Produktgruppe Butter realisieren. Damit wird Hypothese 2d für beide Modellvarianten angenommen.

Der logarithmierte Preis (logpreis) hat in beiden Varianten einen signifikant negativen Einfluss auf den Umsatz. Für die Modus-Variante bedeutet dies im Mittel eine Senkung des Umsatzes um ca. 11,8%, wenn die Preise um 10% steigen. Bei einer Preissteigerung um 10% in der Madakom-Variante sinkt der Umsatz auch um ca. 10%. Umgekehrt bedeutet dies, dass sinkende Preise zu Umsatzsteigerungen führen. Die Preisvergünstigungen werden für den Händler durch zusätzlich abgesetzte Menge kompensiert. Die Reaktion der Konsumenten auf die Preissenkung bedeutet eine Bewegung im preiselastischen Bereich der Nachfragefunktion.

Der logarithmierte Preis der Konkurrenz (logpreisko) hat in der Modus-Variante einen negativen Einfluss auf den Umsatz, der aber nicht signifikant ist. Daher kann nicht gesagt werden, dass mit steigendem Preis der Konkurrenz der Umsatz im betrachteten Geschäft tatsächlich sinkt. Nach der Madakom-Variante hingegen ist der Koeffizient signifikant positiv. Das bedeutet für diese Variante, dass bei steigendem Preis der Konkurrenz der Umsatz im betrachteten Geschäft steigt. Dies stimmt mit den empirischen Ergebnissen von RICHARDS (2006) überein. Bei steigendem Preis der Konkurrenz steigt der Umsatz im betrachteten Geschäft, weil der informierte Teil der Kunden das Geschäft wechselt (VARIAN, 1980: 655). RICHARDS (2006) argumentiert weiter, dass diese Ergebnisse die Existenz realer Preisschwellen bestätigen, nach denen sich alle Händler richten.

Das logarithmierte Einkommen in der Modus-Variante weist einen signifikant positiven Einfluss auf den Umsatz für Butter auf. Das bedeutet, dass

bei steigendem Einkommen der Konsumenten mehr Butter gekauft wird. Damit erweist sich Butter hier als superiores Gut.

Das logarithmierte Einkommen hat in der Madakom-Variante hingegen einen negativen signifikanten Einfluss auf den Umsatz. Bei steigendem Einkommen sinkt der Umsatz und damit die Nachfrage nach Butter. Damit zählt Butter hier zur Kategorie der absolut inferioren Güter.

Der Umsatz steigt in der Woche vor Feiertagen. (3d,e)

Im loglinearen Modell hat die Dummy-Variable für Weihnachten in der Modus-Variante keinen signifikanten Einfluss, aber ein negatives Vorzeichen. Für Ostern hat die Dummy-Variable einen signifikant negativen Einfluss. Dass zu diesen Zeiten der Umsatz zurückgeht, scheint unplausibel. Allerdings muss auch berücksichtigt werden, dass hier nur der Butterumsatz betrachtet wird und der Koeffizient nicht signifikant ist. Für die Madakom-Variante sind beide Koeffizienten positiv und der für Weihnachten ist signifikant. Das bedeutet, dass um Weihnachten der Umsatz im Buttersegment um ca. 25% steigt.

4.3.3 Zusammenfassung der Schätzung

Insgesamt erweisen sich Sonderangebote im Bereich Butterprodukte für den Umsatz in Geschäften als vorteilhaft. Aufgrund der unterschätzten Höhe der Sonderangebote kann jedoch keine eindeutige Aussage getroffen werden, ob eine größere Preissenkung auf einzelne Produkte oder eine höhere Anzahl an Sonderangeboten effektiver ist. Im Gegensatz zur Komplementarität zwischen Höhe und Zahl von Sonderangeboten, wie RICHARDS (2006) sie feststellt, entsprechen die Ergebnisse der durchgeführten Untersuchung der intuitiven Vorstellung, dass entweder hohe Sonderangebote oder aber eine hohe Zahl von Sonderangeboten offeriert wird, um Umsatzeinbußen durch die übrigen Produkte kompensieren zu können.

Unterschiede in der Annahme oder Ablehnung bestimmter Hypothesen treten auch zwischen den beiden Modellvarianten auf. Die Annahme der Komplementarität ist jedoch in keinem der Modelle gegeben. Allerdings werden beide Modelle nur für Butter geprüft. Eine Ausweitung auf weitere Produktgruppen wäre daher sinnvoll. Bei Betrachtung des deutschen Lebensmitteleinzelhandels wird deutlich, dass Discounter implizit diese Komplementaritätsstrategie von sehr niedrigen Preisen, und diese in großer Menge, erfolgreich anwenden. Da dies allerdings eine Dauerniedrigpreisstrategie ist, sind diese Preise keine Sonderangebote und darum auch nicht mehr als solche bestimmbar. Bei Super- und Verbrauchermärkten kann be-

4. Empirische Analyse

obachtet werden, dass es zumeist einige Lockartikel gibt, die besonders günstig angeboten werden und dies durch den gesamten Warenkorb wieder kompensiert wird. Dies dokumentieren auch die Ergebnisse.

Tabelle 40: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotshöhe

Nr.	Hypothese	Variable	Variante Modus		Variante Madakom	
			Eff.	Ann.	Eff.	Ann.
1a	Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.	anzproko	+	x	+	x
1b	Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Höhe der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.	anzsako	+	x	+	x
1c	Der Großhandelspreis hat einen negativen Einfluss auf die absolute Höhe der Preisreduktion.	ghdm	+	x	+	x
1d	Die Anzahl der Produkte nimmt einen negativen Einfluss auf die Höhe der Sonderangebote.	anzpro	+	x	-	x
1e	Die Höhe der Sonderangebote ist in Discountern geringer als in Supermärkten.	DC	-	x	-	x
1f	Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten.	xmas	+	✓	+	✓
1g	Die Höhe der Sonderangebote steigt in der Woche vor Ostern.	ostern	+	✓	+	✓
✓ Hypothese wird angenommen x Hypothese wird abgelehnt						

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 41: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotsbreite

Nr.	Hypothese	Variable	Variante Modus		Variante Madakom	
			Eff.	Ann.	Eff.	Ann.
2a	Breite und Tiefe von Sonderangeboten verhalten sich komplementär zueinander.	aendp	-	x	+	x
2b	Je mehr Produkte die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.	anzproko	+	x	-	✓
2c	Je mehr Sonderangebote die Konkurrenz anbietet, desto größer ist die Anzahl der Sonderangebote im betrachteten Geschäft.	anzsako	+	x	+	x
2d	Der Großhandelspreis hat einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.	ghdm	-	x	+	x
2e	Die Anzahl der Produkte nimmt einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Sonderangebote.	anzpro	+	✓	+	✓
2f	Die Anzahl der Sonderangebote ist in Discountern niedriger als in Supermärkten.	DC	-	✓	-	x
2g	Die Anzahl der Sonderangebote ist in Verbrauchermärkten größer als in Supermärkten.	VM	-	x	-	x
2h	Die Anzahl der Sonderangebote steigt in der Woche vor Weihnachten.	xmas	+	✓	+	✓
2i	Die Anzahl der Sonderangebote steigt in der Woche vor Ostern.	ostern	+	✓	+	✓
✓ Hypothese wird angenommen x Hypothese wird abgelehnt						

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 42: Übersicht der Analyseergebnisse zur Sonderangebotswirkung

Nr.	Hypothese	Variable	Variante Modus		Variante Madakom	
			Eff.	Ann.	Eff.	Ann.
3a	Die Höhe von SA erhöht den Umsatz.	logtob	+	✓	-	x
3b	Die Breite von SA erhöht den Umsatz.	lognb	+	✓	+	✓
3c	Der Umsatz bei Butterprodukten ist bei Discountern höher als bei Supermärkten.	DC	+	✓	+	✓
3d	Der Umsatz steigt in der Woche vor Weihnachten.	xmas	-	x	+	✓
3e	Der Umsatz steigt in der Woche vor Ostern.	ostern	-	x	+	x
✓ Hypothese wird angenommen x Hypothese wird abgelehnt						

Quelle: Eigene Darstellung.

Einschränkungen und weiterer Forschungsbedarf bei der Analyse von Sonderangebotshöhe und -breite

Die auftretenden Probleme verletzter Modellannahmen sind auf die Datenqualität zurückzuführen. Aufgrund von Lücken in der Berichterstattung für die ausgesuchten Buttersorten ist das vorliegende Panel unbalanciert. Dies verhindert die Berücksichtigung von Autokorrelation der Störterme in den Daten, da dadurch nicht einfach dynamisch geschätzt werden kann. Unter Berücksichtigung der Autokorrelation könnten jedoch verzerrte Standardfehler der Regression vermieden werden.

Da die Angaben über den Ort nur bis auf Regionen eingegrenzt werden können, ist es schwierig, die Konkurrenzsituation der einzelnen Geschäfte vollständig abzubilden. Aus diesem Grund sind in dieser Arbeit nur die sechs größten Ketten in Norddeutschland in die Untersuchungen eingegangen, da davon auszugehen ist, dass die größten Ketten auch in den größeren Städten alle vorhanden sind und miteinander konkurrieren.

Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse dieser Arbeit mit anderen Arbeiten ist dadurch erschwert, dass es in der Literatur keine einheitlichen Kriterien zur Definition von Sonderangeboten gibt. Für den deutschen Markt werden in verschiedenen Studien ebenfalls Madakomdaten angewendet (HERRMANN, MÖSER ET AL. (2005), HERRMANN UND MÖSER (2003), HERRMANN UND MÖSER (2002) HERRMANN, MÖSER ET AL. (2001) UND KROLL (2000)). Hier zählen Preise als Sonderangebote, wenn sie um mindestens 5% gegenüber dem Normalpreis gesenkt sind. In diesen Studien wird aber nicht zwischen Sonderangebotshöhe und -breite differenziert. LOY UND WEAVER (2006) berücksichtigen für ZMP-Daten Sonderangebote ab einer Höhe von 20%. Das Problem der unterschiedlichen Sonderangebotshöhe entsteht nicht, wenn nach Angaben des Händlers gefragt wird. Dies könnte allerdings dazu führen, dass geringe Preissenkungen bereits vom Händler als Sonderangebote ausgezeichnet werden, ohne rechnerisch im Vergleich zum Normalpreis ein Sonderangebot zu sein.

Zur Darstellung der Kosten im Einzelhandel sind neben den Großhandelspreisen auch Indices in dieser Arbeit enthalten, um mittelfristig variable und fixe Kosten abzubilden. Im Vergleich zu amerikanischen Studien, z. B. der von RICHARDS (2006), sind jedoch in Deutschland weniger und nicht so detaillierte Indices verfügbar wie in den USA. Dadurch können für deutsche Daten Kosten nicht so detailliert berücksichtigt werden.

Ein weiteres Problem ist die Unterschätzung der Sonderangebotshöhe in der Tobit-Analyse aufgrund des geringen Anteils an Sonderangeboten gegenüber anderen Preisstellungen. Dies ist ein methodisches Problem, das nur durch Simulationsansätze zu lösen ist. Mit Hilfe solcher Ansätze kann die genaue Unterschätzung der Tobit-Analyse berechnet werden.

Weiterer Forschungsbedarf besteht zum einen in der Ausdehnung auf weitere Produkte und zum anderen in der Anwendung weiterer Analysen. Die Anwendung fixer Effekte für diese Daten könnte die Korrelation zwischen der unbeobachtbaren Variable und den erklärenden Variablen berücksichtigen. Dabei ist jedoch ein anderer Nachteil zu beachten: MÖSER (2002) stellt anhand der Madakomdaten signifikante Unterschiede zwischen den verschiedenen Handelsketten fest, die unter Aufgliederung der geschäftstypenspezifischen Eigenschaften bei der Schätzung fixer Effekte wiederum nicht mehr identifiziert werden könnten.

5 Schlussbetrachtung

Der Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit ist die Analyse des Preissetzungsverhaltens bei Sonderangeboten im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. Dieses wird sowohl theoretisch als auch methodisch-empirisch umgesetzt.

Sonderangebote werden in dieser Arbeit als temporäre Preissenkungen mit unveränderter Produktleistung definiert und als Einzelhandelsaktion in die Menge der verkaufsfördernden Instrumente eingeordnet. Die Höhe der Preissenkung wird auf mindestens 5% des Normalpreises festgelegt und die Dauer auf höchstens vier Wochen begrenzt. Da unterschiedliche Mess- und Bestimmungsmethoden unterschiedliche Ergebnisse zur Folge haben, zeigt sich die Bedeutung der Festlegung und Vereinheitlichung dieser Kriterien bei Untersuchungen.

Als theoretische Begründungen für Sonderangebote werden der unterschiedliche Informationsstand, die unterschiedlichen Opportunitätskosten und unterschiedliche Zahlungsbereitschaften gesehen. Auf Unternehmensseite spielen intertemporale Preisdiskriminierung, allgemeine Kosten, Lagerhaltungskosten und Verderb oder Veralten eine bedeutende Rolle. Hinzu kommt die Absicht der Unternehmen, durch Sonderangebote eine Ausdehnung des Geschäftsverkehrs zu erreichen und Verbundeffekte auszunutzen.

Die Hypothesen der empirischen Analyse basieren auf bestehenden theoretischen Modellen. Für die Wahl der geeigneten Modelle erfolgt eine Einteilung in betriebswirtschaftliche und mikroökonomische Modelle. Letztere werden wiederum in Ein- und Mehr-Produkt-Modelle untergliedert. Für die Einteilung der Literatur in mikroökonomische und betriebswirtschaftliche Studien entwickelt die vorliegende Arbeit im dritten Kapitel ein Kriterium. Wenn die Ausrichtung der Studien vorwiegend einzelbetrieblich ist und auf die Wirkungsweise von Sonderangeboten abzielt, wird sie der Betriebswirtschaft zugeordnet. Bei sektoraler Betrachtungsweise und der Berücksichtigung der Entstehungsursachen von Sonderangeboten werden die Studien und Modelle der mikroökonomischen Literatur zugeordnet. Die Einteilung verdeutlicht, vor welchem Hintergrund einzelne Untersuchungen zu sehen sind.

Für die vorliegende Fragestellung ist noch eine weiterführende Eingrenzung erforderlich. Der zunehmende Konzentrationsprozess und der Multiproduktcharakter des Lebensmitteleinzelhandels weisen darauf hin, dass vor allem Mehr-Produkt-Modelle, die oligopolistische Marktstrukturen berücksichtigen, geeignet sind, die Realität abzubilden. Zwei theoretische Modelle sind für die Analyse von Sonderangeboten im Lebensmitteleinzelhandel von besonderer Bedeutung und werden daher auch empirisch getestet. Das theoreti-

sche Modell von HOSKEN UND REIFFEN (2001) zeigt, dass die Sonderpreissetzung bei verderblichen und nichtverderblichen Produkten im gleichen Geschäft negativ korreliert ist. Das theoretische Modell von RICHARDS (2006) beschreibt die Komplementarität von Sonderangebotshöhe und Sonderangebotsanzahl innerhalb einzelner Geschäfte. Das heißt, dass bei einer größeren Anzahl von Sonderangeboten auch größere Preisabschläge durchgeführt werden.

Methodisch wird aufgrund der bestehenden Datengrundlage über 104 Wochen in 17 Geschäften und 12 Buttersorten die Panelanalyse eingesetzt, um sowohl die Vorteile von Längs- als auch Querschnittsanalysen nutzen zu können. Diese erweist sich für die vorliegenden Daten als geeignetste Lösung. Die Analyse von Sonderangebotshöhe und –breite ist eine methodische Weiterentwicklung bisheriger Arbeiten, da sie ein mehrstufiges Modell mit der Panelmethodik verknüpft. Die Datengrundlage und verschiedene Tests zeigen, dass in der ersten Stufe des Modells zur Sonderangebotshöhe und -breite für den deutschen Markt ein Tobit-Modell zur Berechnung der Sonderangebotshöhe am besten geeignet ist. In der zweiten Stufe erweist sich ein negatives Binomial-Modell zur Schätzung der Zahl der Sonderangebote als geeignet. In der dritten Stufe kommt zur Bestimmung der Sonderangebotsintensität ein loglineares Modell zur Anwendung. Für das dreistufige Modell ist vor allem die Ausweitung auf weitere Produkte von Bedeutung, um einen kompletten Warenkorb beurteilen zu können. In der Realität ist davon auszugehen, dass der Konsument seinen Nutzen maximiert und daher unter Berücksichtigung seiner Opportunitäts- und Transportkosten insgesamt einen möglichst günstigen Warenkorb anstrebt. Außerdem könnte in der Preissetzung bei Sonderangebotshöhe und –breite unterschieden werden, ob die untersuchten Produkte sich als Lockartikel eignen, was ebenfalls Einfluss auf die Sonderpreissetzung nehmen könnte.

Die Validität der empirischen Ergebnisse zeigt, dass die theoretischen Modelle Erklärungsgehalt in der Empirie besitzen und hier anwendbar sind. Einige Aspekte widersprechen jedoch den theoretischen Erwartungen.

Die vorliegende Arbeit erweitert die bestehende empirische Literatur um vier Aspekte:

- Die Untersuchung der Sonderpreissetzung bei verderblichen und nichtverderblichen Produkten wird auf mehrere Produkte ausgeweitet und für den deutschen Markt angewendet.
- Ein dreistufiges Modell zur Sonderangebotssetzung wird mit den Methoden der Panelanalyse verknüpft und für eine empirische Untersu-

chung auf den deutschen Lebensmitteleinzelhandel am Beispiel Butter übertragen.

- Der Einfluss geschäftstypabhängiger Unterschiede wird bei Preissetzungsstrategien für Sonderangebote empirisch analysiert und nachgewiesen.
- Der Einfluss von Feiertagen auf Zahl und Höhe von Sonderangeboten wird für den deutschen Lebensmitteleinzelhandel ermittelt.

Die empirische Untersuchung der Preissetzung von verderblichen und nicht-verderblichen Produkten ergibt, dass Preisschwankungen bei Sonderangeboten für nichtverderbliche Produkte höher sind als bei verderblichen. Sonderangebote können bei verderblichen Produkten dagegen nicht häufiger beobachtet werden als bei nichtverderblichen. Ob Preisschwankungen innerhalb eines Geschäftes negativ korreliert sind, ist nach zwei verschiedenen angewendeten Methoden nicht eindeutig zu bestimmen. Die empirischen Modelle erfordern ein Kriterium zur eindeutigen Abgrenzung verderblicher und nichtverderblicher Produkte. Frequenzschätzungen des Konsums mit Konsumentenpaneldaten sind dazu ein erster Ansatz, der anhand von Kerndichteschätzungen und einer Hazardanalyse verfolgt wird. Weitere Analysen verderblicher und nichtverderblicher Produkte sind notwendig, um die Sonderangebotssetzung des Handels und das Konsumentenverhalten bei diesen beiden Produktarten besser zu erklären. Die Überlegung, Sonderangebote bei verderblichen Produkten häufiger einzusetzen und bei nichtverderblichen Produkten größere Preisabschläge zu gewähren, ist dabei jedoch ein wichtiger Aspekt, um die maximal mögliche Zahlungsbereitschaft der Kunden abzuschöpfen.

Die empirische Überprüfung des Modells zur Analyse von Sonderangebotshöhe und -breite zeigt entgegen RICHARDS' (2006) Theorie, dass auf dem deutschen Markt am Beispiel Butter keine Komplementarität zwischen Höhe und Breite von Sonderangeboten besteht, sondern dass diese Preissetzungsinstrumente substitutiv eingesetzt werden. Mit Ausnahme der Discounter, die Dauerniedrigpreisstrategien anwenden und damit implizit die von RICHARDS (2006) theoretisch abgeleitete Komplementarität bei Sonderangebotshöhe und -breite anwenden, setzen Supermärkte entweder viele Sonderangebote mit geringen Preisabschlägen oder wenige Sonderangebote mit hohen Preisabschlägen ein. Allerdings muss bei diesen Ergebnissen berücksichtigt werden, dass nur die Kategorie Butter betrachtet wird. Kategorien, die sich möglicherweise besser als Lockartikel eigenen als Butter, könnten hier andere Ergebnisse aufweisen. Der positive Einfluss von Feiertagen auf Höhe und Breite von Sonderangeboten erweist sich, wie vorher vermutet, als signifikant. Großhandelspreise und Kosten wirken

positiv auf Anzahl und Höhe von Sonderangeboten. Das bedeutet, dass bei steigenden Kosten, mehr und höhere Sonderangebote offeriert werden. Dies scheint auf den ersten Blick unplausibel. In Übereinstimmung mit den Ergebnissen von HOSKEN, REIFFEN ET AL. (2001) könnte das bedeuten, dass Großhandelspreise und Kosten das Sonderangebotsverhalten nicht beeinflussen, da andernfalls umgekehrte Vorzeichen zu erwarten wären. Der Einfluss der Konkurrenz auf Sonderangebote ist sowohl für die Höhe als auch für die Breite positiv und signifikant. Dies zeigt, dass in Deutschland starker Wettbewerb im LEH besteht und Unternehmer sich gegenseitig zu unterbieten versuchen. Diese Ergebnisse stimmen mit den theoretischen Ableitungen von RICHARDS (2006) überein, widersprechen jedoch seinen empirischen Ergebnissen. Für die USA stellt RICHARDS (2006) eine eher gemäßigte Konkurrenzsituation fest.

Die Implikationen, die sich aus dem Modell von Sonderangebotshöhe und -breite für Einzelhandelsunternehmen ergeben, sind, dass sich die Effektivität von Sonderangebotshöhe und Sonderangebotsanzahl kaum unterscheidet und die beiden Instrumente als Substitute eingesetzt werden. Beide Formen der Preissetzung bei Sonderangeboten erhöhen signifikant den Umsatz. Für Unternehmen ist eine Ausweitung der Forschung auf weitere Warengruppen von Bedeutung, um ein Gesamtkonzept für die Preissetzung bei Sonderangeboten zu entwickeln. Des Weiteren ist die Sonderangebotssetzung im Handel durch das Konkurrenzverhalten geprägt. Dies zeigt sich durch den signifikant positiven Einfluss der Sonderangebotszahl von Konkurrenzgeschäften auf Sonderangebotshöhe und -breite.

Die Arbeit zeigt bei den verschiedenen Analysen zu verderblichen und nichtverderblichen Produkten weiteren Forschungsbedarf auf. Um getroffene Annahmen zu prüfen und Kaufereignissen soziodemographische Merkmale der Käufer zuzuordnen, könnte die Verknüpfung von Scannerdaten des Handels mit Haushaltsscannerdaten in diesem Zusammenhang weitere Erkenntnisse liefern.

6 Summary

The object of this thesis is the investigation of sales in the meaning of temporary price reductions in German retail markets. The aim is explaining these sales with respect to the German food retail sector.

One of the main reasons for the incidence of sales is consumer's behaviour. Consumers differ in their information and opportunity costs as well as in their reservation prices. That is the reason why price discrimination can occur at all.

Considering retailers' production and retailing, costs are very important with regard to price setting. A further aspect for retailers are the properties of goods, if they are perishable or not or if they can get out of fashion which complicates or even prohibits stock keeping. The intention of a retailer to generate more store traffic is another reason and an aim for temporary price reduction at the same time. If price discrimination is possible, this instrument is used to gain as much profits as possible from customers with high reservation prices and at the same time sell items to customers with low reservation prices.

Examining theoretical models concerning this topic reveals that it is necessary to select some models to answer the questions of this thesis for the German food retail sector. Especially multiproduct models, which consider oligopolistic market structure, are suitable.

The first model, which is tested empirically as well, shows the differences of price setting between perishable and non-perishable products. The second model investigated in this thesis describes depth and breadth of sales as strategic complements. This means the more products are on sale the higher is the price reduction on the single items.

The data set used for this model consists of 104 weekly observations in 17 stores of 12 brands of butter. To utilize all information of time series and cross section data panel data methods are a feasible method in this case. Examining RICHARDS' (2006) theoretical model empirically by estimating a three-step procedure the first step of the model is a tobit model to estimate the depth of price reduction. In the second step, a negative binomial model is used to assess the number of sales. Econometric tests show that a negative binomial model is the most feasible model in this context. In how far the real situation can be explained by a theoretical model is answered in the empirical analysis of this thesis as well.

This thesis extends the existing empirical literature with respect to four aspects:

- The investigation of perishable and non-perishable products is extended to more than two products and examines the German retail market.
- Based on the theoretical model of RICHARDS (2006) an empirical investigation with the example of butter is made for German retail markets.
- In comparison to the US market where chain specific properties characteristics are usually used to find differences between stores, this investigation relies on the criteria of store type.
- The hypotheses of two empirical models are combined to analyse the impact of holidays on the number and depth of sales. These investigations are used for the first time for German markets.

On the one hand, the empirical investigation of price reduction shows that fluctuations in prices are higher if products are perishable compared to non-perishable goods. On the other hand, there are fewer sales for perishable products than for non-perishable ones. The enquiry if price fluctuations are negative correlated within stores by using two different methods leads to different results. One method supports the hypothesis that prices are negative correlated while the other one does not. To investigate purchase frequencies of perishable and non perishable products a kernel density estimation and a hazard analysis are a first approach to develop a criteria for product classification and control for it as well.

The empirical testing of the model of depth and breadth of sales reflects that these two instruments are no strategic complements for the example of butter in Germany but substitutes for these data. This finding is against the expected result. Exceptions are discount retailers because they provide many very low prices, so they show that depth and breadth of sales are complements. Because they do it at all times these prices do not count as temporary price reductions anymore. Supermarkets and consumer markets in Germany offer either many minor sales or a few sales with high discounts. In this context, a question for further research would be if there were products more suitable to be a loss leader than butter. As expected, holidays bear a positive impact on number and depth of sales. Grocery store prices and others cost indices have a positive impact on the number and depth of sales as well. This is contrary to the expectation because the intuitive imagination would be a negative influence of costs. This result supports the hypothesis of HOSKEN UND REIFFEN (2001) that there is no correlation between grocery store prices

and sales. The influence of competitors is positive for both variables. This demonstrates intensive competition in the observed market.

The implications from this thesis for retailers in the German market are that the effectiveness of breadth and depth are similar to each other. Both instruments have a positive impact on sales volume and are used as substitutes.

Further research in respect to the model of perishable and non-perishable products need to investigate different criteria to define perishable and non-perishable products more precisely. Therefore retailing panel data and household panel data should be combined. For the model of depth and breadth of sales it will be important to extend the research also for further product categories. Price setting could be influenced by loss leaders, so loss leaders should be examined as well.

Literaturverzeichnis

- AC Nielsen (2004). *Universen 2004. Daten zum Handel in Deutschland*.
<http://www.acnielsen.de/news/universen2004/>, Datum: 17.03.2005.
- AC Nielsen (2006). *Universen 2006. Handel und Verbraucher in Deutschland*.
http://de.acnielsen.com/site/documents/ACNielsen_Universen2006.pdf, Datum 05.07.2006.
- Aguirregabiria, V. (2002). *Sales promotions in supermarkets: Estimating their effects on profits and consumer welfare*. Preliminary and incomplete version. Boston University, Boston.
- Aguirregabiria, V. (1999). *The dynamics of Markups and Inventories in Retailing firms*. In: Review of Economic Studies, 66, S. 275-308.
- Ausschuss für Begriffsdefinitionen aus der Handels- und Absatzwirtschaft (1995). *Katalog E: Begriffsdefinitionen aus der Handels- und Absatzwirtschaft*. 4. Auflage, Inst. für Handelsforschung, Univ., Köln.
- Ballin, C., M. Braun und U. Kopka. (2002). *Promotions - Fass ohne Boden?*
In: Lebensmittelzeitung, Verlagsgruppe Deutscher Fachverlag, Frankfurt am Main. Datum 24.05.2002.
- Banks, J. und S. Moorthy (1999). *A model of price promotions with consumer search*. In: International Journal of Industrial Organization, 17, (17), S. 371-398.
- Bender, D., H. Berg, E. M. Cassel et al. (1984). *Vahlens Kompendium der Wirtschaftstheorie und Wirtschaftspolitik*. 2. Auflage, Verlag Vahlen, München.
- Blattberg, R. C., G. Eppen und J. Liebermann (1981). *A Theoretical and Empirical Evaluation of Price Deals for Consumer Nondurables*. In: Journal of Marketing, 45, (1), S. 116-129.
- Blattberg, R. C. und S. A. Neslin (1990). *Sales promotion: concepts, methods, and strategies*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.

- Blattberg, R. C. und K. J. Wisniewski (1989). *Price-induced patterns of competition*. In: Marketing Science, 8, (4), S. 291-309.
- Bleymüller, J., G. Gehlert und H. Gülicher. (2000). *Statistik für Wirtschaftswissenschaftler*. 12. Auflage, Verlag Franz Vahlen, München.
- Bliss, C. (1988). *A Theory of Retail Pricing*. In: The Journal of Industrial Economics, 36, (4), S. 375-392.
- Bolton, R. (1989). *The Relationship between Market Characteristics and Promotional Price Elasticities*. In: Marketing Science, 8, (2), S. 153-169.
- Brandstetter, J. (1999). *Niedrigpreisstrategien für Konsumgüter*. St.Gallen.
- Bruhn, M. und A. Stefanovszky (1986). *Niedrig-Preis-Strategien des Handels im Wettbewerb*. In: Harvard Manager: Periodikum zu Theorie u. Praxis d. Managements. - Hamburg : Manager-Magazin-Verl.-Ges., 1, S. 57-63.
- Cameron, A. C. und P. K. Trivedi (1986). *Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests*. In: Journal of Applied Econometrics, 1, (1), S. 29-53.
- Cameron, A. C. und P. K. Trivedi (1998). *Regression analysis of count data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Carlton, D. und J. Perloff (2000). *Modern industrial organization*. 3, Addison-Wesley, Mass.
- Chamberlain, G. (1984). *Panel data*. Handbook of Econometrics, S. 1247-1318.
- Chandon, P. und B. Wansink (2000). *A convenience-salience framework of stockpiling-induced consumption acceleration*. Fontainebleau.
- Chevalier, J., A. Kashyap und P. Rossi (2000). *Why don't prices rise during periods of peak demand?: Evidence from scanner data*. In: The American Economic Review. - Nashville, 93, (1), S. 15-37.
- Cleves, M. A., W. W. Gould und R. G. Gutierrez (2004). *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. StataCorp, College Station, Texas.
- Coase, R. H. (1994). *Essays on economics and economists*. Univ. of Chicago Press, Chicago [u.a.].

- Conlisk, J., E. Gerstner und J. Sobel (1984). *Cyclic Pricing by a Durable Goods Monopolist*. In: The Quarterly Journal of Economics, 99, (3), S. 489-505.
- Courty, P. und L. Hao (1999). *Timing of Seasonal Sales*. In: Journal of Business, 72, (4), S. 545-572.
- Davis, K. R. (1981). *Marketing Management*. 4., John Wiley, New York.
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household survey. A microeconomic approach to development policy*. 1, Johns Hopkins Univ. Press, Baltimore [u.a.].
- Della, B. (1980). *A Multivariate Analysis of the Perception of Value from Retail Price Advertisements*. In: Advances in Consumer Research, 8, S. 161-165.
- Diller, H. (1981). *Sonderangebote auf dem Prüfstand*. In: Absatzwirtschaft, 11, S. 50-58.
- Diller, H. (1999). *Entwicklungslinien in Preistheorie und -management*. In: Marketing : Zeitschrift für Forschung und Praxis. - München: Beck: Vahlen, 1, (1), S. 39-53.
- Diller, H. (2000). *Preispolitik*. 3, Kohlhammer, Stuttgart [u.a.].
- Diller, H. (2006). *Preis- und Sonderangebotspolitik - Formen und Erfolgsfaktoren*. Handbuch Handel : Strategien, Perspektiven, Internationaler Wettbewerb. - Wiesbaden , Gabler, S. 597-630.
- Dixit, A. K. und J. E. Stiglitz (1977). *Monopolistic competition and optimum product diversity*. In: The American Economic Review, 67, (3), S. 297-308.
- Dreze, W., P. Nisol und N. Vilcassim (2002). *Do Promotions Increase Store Expenditures? A Descriptive Study of Household Shopping Behaviour*.
- Dunn, R. und N. Wrigley (1984). *Store loyalty for grocery products: An empirical study*. In: Area, 16, S. 307-314.
- EHI (1994). *Handel aktuell*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.
- EHI (2000). *Handel aktuell*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.

- EHI (2001). *Handel aktuell*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.
- EHI (2002). *Handel aktuell*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.
- EHI (2004). *Handel aktuell*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.
- EHI (2006). *Handel Aktuell 2005/2006*. Strukturen, Kennzahlen und Profile des deutschen und internationalen Handels. Köln.
- Eckey, H., R. Kosfeld und C. Dreger (2001). *Ökonometrie. Grundlagen-Methoden-Beispiele*. 2., Gabler, Wiesbaden.
- Fendel, R. (2004). *Paneldatenanalyse. Teil 1: Theoretische Grundlagen*. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium : Wist ; Zeitschrift für Ausbildung und Hochschulkontakt*. - Frankfurt, 12, S. 736-740.
- Fisz, M. (1971). *Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik*. VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften, Berlin.
- Gabler, T. (1993). *Wirtschaftslexikon*. 13. Auflage, Gabler, Wiesbaden.
- Gedenk, K. (2002). *Verkaufsförderung*. Vahlen, München.
- Gedenk, K. (2003). *Preis-Promotions*. In: *Diller, Handbuch der Preispolitik: Strategien, Planung, Organisation, Umsetzung*, Gabler, Wiesbaden, S. 597-621.
- Gedenk, K. und S. A. Neslin (2000). *Die Wirkung von Preis- und Nicht-Preis-Promotions auf die Markenloyalität*. In: *Zfbf: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 52, (4), S. 370-392.
- Gedenk, K. und Sattler Henrik (1999). *Preisschwellen und Deckungsbeitrag: Verschenkt der Handel große Potentiale?* In: *Zfbf: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 51, (1) S. 33-59.
- GfK Consumer Index (2002a). *Frostiges Klima zum Jahresende*. www.gfk.de, Datum: 30.12.2002.
- GfK Analysen und Profile (2002b). *Discounting wird zum Prinzip im Handel*. www.gfk.de, Datum: 23.12.2003
- GfK (2003). *Wie kauft Deutschland Konsumgüter ein? 10 Thesen zu Entwicklung und Chancen im Lebensmittelhandel*. www.gfk.de, Datum: 30.04. 2003.

- Gijsbrechts, E., K. Campo und P. Nisol (2005). *Beyond Promotions-Based Store Switching: Antecedents and Consequences of Systematic Multiple-Store Shopping*. Tilburg University, Tilburg.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis*. 4, Prentice Hall Internat., Upper Saddle River, NJ [u.a.].
- Gujarati, D. N. (2001). *Basic econometrics*. 3, McGraw-Hill, New York [u.a.].
- Gupta, S. (1988). *Impact of Sales Promotions on When, What, and How Much to Buy*. In: Journal of Marketing Research, 25, S. 342-355.
- Gupta, S. und L. Cooper. (1992). *The Discounting of Discounts and Promotion Thresholds*. In: Journal of Consumer Research, 19, S. 401-411.
- Handels-Extra Net (04/2000). www.Handels-extranet.de, Datum: 17.01.2005.
- Hansen, G. und J. Bartenwerfer (1989). *Ausgewählte Modelle und Methoden der neueren ökonomischen Forschung*. Neuere Forschungskonzepte und -methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues: Referate, Landwirtschaftsverlag Münster-Hiltrup, S. 17-33.
- Hausman, J. A., B. H. Hall und Z. Griliches (1984). *Econometric models for count data with an application to the patents-RD relationship*. In: Econometrica: Journal of the Econometric Society, 52, (4), S. 909-161.
- Heckman, J. J. (1976). *The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models*. In: Annals of Economic and Social Measurement, 5, (4), S. 475-492.
- Heerde, H. J. v., P. S. H. Leeflang und D. R. Wittink (2000). *The Estimation of Pre- and Post-Promotion Cips with Store-Level Scanner Data*. In: Journal of Marketing Research, 37, S. 383-395.
- Heerde, H. J. v., P. S. H. Leeflang und D. R. Wittink. (2001). *Semi-parametric Analysis to Estimate the Deal Effect Curve*. In: Journal of Marketing Research, 38, S. 197-215.
- Helsen, K. und D. Schmittlein (1993). *Analyzing Duration Times in Marketing: Evidence for The Effectiveness Of Hazard Rate Models*. In: Marketing Science, 11, (4), S. 395-414.

- Hendel, I. und A. Nevo (2002). *Sales and Consumer Inventory*. Working Paper 9048. In: NBER Working Paper Series.
- Hendry, D. und K. Wallis (1984). *Econometrics and Quantitative Economics*. Basil Blackwell, New York.
- Herrmann, R. und A. Möser (2002). *Variable oder starre Preise im Lebensmitteleinzelhandel? Theorie und Evidenz aus Scannerdaten*. In: Konjunkturpolitik, 48, (2), S. 199-227.
- Herrmann, R. und A. Möser (2003). *Price variability or rigidity in the food-retailing sector? Theoretical analysis and evidence from German Scanner Data*. Universität Gießen, Gießen.
- Herrmann, R., A. Möser und S. Weber (2005). *Price Rigidity in the German Grocery-Retailing Sector: Scanner-Data Evidence on Magnitude and Causes*. In: Journal of Agriculture & Food Industrial Organization, 3, (1).
- Herrmann, R., A. Möser und E. Werner (2001). *Neue empirische Befunde zur Preissetzung und zum Verbraucherverhalten im Lebensmitteleinzelhandel*. In: Agrarwirtschaft, 51, (2).
- Hess, J. und E. Gerstner (1987). *Loss Leader Pricing and Rain Check Policy*. In: Marketing Science, 6, (4), S. 358-374.
- Hoch, S. J., X. Dréze und M. E. Purk (1994). *EDLP, Hi-Lo, and Margin Arithmetic*. In: Journal of Marketing, 58, S. 16-27.
- Honoré, B. E. (1992). *Trimmed lad and least squares estimation of truncated and censored regression models with fixed effects*. In: Econometrica: Journal of the Econometric Society, 60, (3), S. 533-565.
- Hosken, D. S., D. Matsa und D. A. Reiffen (2000). *How do retailers adjust prices?: Evidence from store-level data*. Washington, DC.
- Hosken, D. und D. Reiffen (2001). *Multiproduct Retailers and the Sale Phenomenon*. In: Agribusiness, 17, (1), S. 115-137.
- Hosken, D. und D. Reiffen (2004a). *How Retailers Determine Which Products Should Go on Sale: Evidence From Store-Level Data*. In: Journal of Consumer Policy, 27, S. 141-177.
- Hosken, D. und D. Reiffen (2004b). *Patterns of Retail Price Variation*. In: Journal of Economics, 35, (1), S. 128-146.

- Hosken, D. und D. Reiffen (2006). *Pricing behavior of multiproduct retailers*. Bureau of Economics, Federal Trade Commission, Washington.
- Hsiao, C. (2004). *Analysis of Panel Data*. 2. Auflage, Cambridge University Press, Cambridge.
- Intriligator, M. D., R. G. Bodkin und C. Hsiao (1996). *Econometric models, techniques, and applications*. 2, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Jeuland, A. und C. Narasimhan (1985). *Dealing - temporary price cuts by sellers as a buyer discrimination mechanism*. In: Journal of Business, 58, S. 295-308.
- Judge, G. und H. Lütkepohl (1985). *The theory and practice of econometrics*. Wiley, New York [u.a.].
- Kaas, K. und C. Hay (1984). *Preisschwellen bei Konsumgütern: eine theoretische und empirische Analyse*. In: Zfbf: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung. - Düsseldorf: Verl.-Gruppe Handelsblatt, 36, (5), S. 333-346.
- King, G. und L. Zeng (2001). *Explaining Rare Events in International Relations*. In: International Organization, 55, (3), S. 693-715.
- Klapper, D. (2000). Einflussgrößen von regulären Preiselastizitäten, Preisaktionselastizitäten und Kreuzpreiselastizitäten. In: OR Spektrum, (22), S. 135-157.
- Klemperer, P. (1987). *Markets with Consumer Switching Costs*. In: The Quarterly Journal of Economics, 102, (2), S. 375-394.
- Klenow, P. und O. Kryvtsov. (2005). *State-dependent or time-dependent pricing: does it matter for recent US inflation?* In: NBER Working Paper Series, 11043.
- Kotler, P. (1988). *Marketing management: analysis, planning, implementation, and control*. 6, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Kotler, P. und F. Bliemel (2001). *Management von Einzelhandel, Großhandel und Warenlogistik. Category Management*. Marketing Management, Schäfer Poeschel, Stuttgart.
- Krishna, A. (1994). *The Impact of Dealing Patterns on Purchase Behavior*. In: Marketing Science, 13, (4), S. 351-373.

- Kroll, S. (2000). *Der Einfluss von Verkaufsförderung auf den Absatz von Markenartikeln - eine empirische Analyse für den Cerealienmarkt*. Arbeitsbericht Nr. 27. Inst. für Agrarpolitik und Marktforschung, Gießen.
- Lal, R. und C. Matutes (1994). *Retail pricing and advertising strategies*. In: *The Journal of Business*, 67, (3), S. 345-370.
- Lal, R. und M. Villas-Boas (1998). *Price promotions and trade deals with multiproduct retailers*. In: *Management Science*, 15, S. 935-949.
- Lazear, E. (1986). *Retail pricing and clearance sales*. In: *The American Economic Review*, 76, (1), S. 14-32.
- Lebensmittelzeitung (2004). *Rankings. Top 30 Deutschland 2003*. <http://www.lz-net.de>, Datum: 13.12.2004.
- Levy, D., A. Chen, S. Ray et al. (2004). *Asymmetric Price Adjustment in the Small: An Implication of Rational Inattention*. In: Working papers / Emory University, Department of Economics.
- Loy, J. P. und R. D. Weaver (2002). *Retail Sales: Do They Mean Reduced Expenditures? German Grocery Evidence*. Department of Agricultural Economics, Georg-August-Universität, Göttingen.
- Loy, J. P. und R. D. Weaver (2006). *How do price-based sales affect market basket prices? Evidence for fresh products in German grocery stores*. In: *Acta Agriculturae Scandinavica Section C- Economy*, 3 (2), S. 64-80.
- M + M Eurodata (2000). *Konzentration im Deutschen Lebensmittelhandel. Entwicklung 1980-2000/ Szenarien 2010*. <http://www.mmeurodata.de/presse/00103101.html>, Datum: 11.03.2005.
- M + M Eurodata (2001). *Top 50 des deutschen Lebensmittelhandels 2000 nach Gesamt-Umsätzen*. In: Die marktbedeutenden Handelsunternehmen, Lebensmittelzeitung, Verlagsgruppe Deutscher Fachverlag, Frankfurt am Main.
- M + M Eurodata (2002). *Top 50 des deutschen Lebensmittelhandels 2001 nach Gesamt-Umsätzen*. In: Die marktbedeutenden Handelsunternehmen, Lebensmittelzeitung, Verlagsgruppe Deutscher Fachverlag, Frankfurt am Main.

- M + M Eurodata (2003). *Top 30 des deutschen Lebensmittelhandels 2002 nach Gesamt-Umsätzen*.
http://www.mmeurodata.de/presse/Top30_Gesamtumsatz_2002.pdf,
Datum: 11.03.2005.
- M + M Eurodata (2004). *Top 50 des deutschen Lebensmittelhandels 2003 nach Gesamt-Umsätzen*. In: Die marktbedeutenden Handelsunternehmen, Lebensmittelzeitung, Verlagsgruppe Deutscher Fachverlag, Frankfurt am Main.
- MacDonald, J. (2000). *Demand, information, and competition: why do food prices fall at seasonal demand peaks?* In: The Journal of Industrial Economies. - Oxford: Blackwell, 48, (1), S. 27-45.
- Madakom (2001a). *Datenservice. - Ein Überblick -*. MADAKOM GmbH, Köln.
- Madakom (2001b). *Scanningpanel. Informationen zum Rohdatenservice*. MADAKOM GmbH, Köln.
- Maddala, G. (1999). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, Florida.
- Mammerler, R. (1987). *Preispolitik in Theorie und Praxis*. Wien.
- Messinger, P. R. und C. Narasimhan (1997). *A Model of Retail Formats Based on Consumers' Economizing on Shopping Time*. In: Marketing Science, 16, (1), S. 1-23.
- Moriarty, M. M. (1985). *Retail Promotional Effects on Intra- and Interbrand Sales Performance*. In: Journal of Retailing, 61, (3), S. 27-47.
- Möser, A. (2002). *Intertemporale Preisbildung im Lebensmitteleinzelhandel: Theorie und empirische Tests*. DLG-Verlag, Frankfurt am Main.
- Müller, S., M. Brucken und I. Heuer-Potthast (1982). *Die Wirkung gebrochener Preise bei Entscheidungen mit geringem und hohem Risiko*. In: Jahrbuch der Absatz- und Verbrauchsforschung, 28, (4), S. 360-385.
- Müller-Hagedorn, L. (1998). *Der Handel*. Kohlhammer, Stuttgart.
- Müller-Hagedorn, L. und S. Zielke (1998). *Das Preissetzungsverhalten von Handelsbetrieben im Zuge der Währungsumstellung auf den Euro*. In: Zfbf: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 50, (10), S. 946-965.

- Narasimhan, C. (1988). *Competitive promotional strategies*. In: The Journal of Business, 61, S. 427-449.
- Neslin, S., C. Henderson und J. Quelch (1985). *Consumer Promotions and the Acceleration of Product Purchases*. In: Marketing Science, 4, (2), S. 147-165.
- Niehans, J. (1956). *Preistheoretischer Leitfaden für Verkehrswissenschaftler*. In: Schweizerisches Archiv für Verkehrswissenschaft und Verkehrspolitik, (11), S. 293-320.
- Nowak, H. (2002). *Einführung in die Ereignisdatenanalyse*. Working Paper, Universität Köln.
- Pashigan, P. und B. Bowen (1991). *Why are Products sold on sale? Explanations of Pricing Regularities*. In: Quarterly Journal of Economics, 106, (4), S. 1015-1038.
- Pecorino, P. (1998). *Is there a free-rider problem in lobbying?: Endogenous tariffs, trigger strategies, and the number of firms*. In: The American Economic Review, 88, (3), S. 652-660.
- Pepels, W. (1998). *Einführung in das Preismanagement*. Oldenbourg.
- Pesendorfer, M. (2002). *Retail sales: a study of pricing behavior in supermarkets*. In: The Journal of Business, 75, (1), S. 33-66.
- Raffée, H., B. Rieder und W. Deutsch (1981). *Quantitative Modelle als Entscheidungshilfen bei Sonderpreis-Aktionen von Konsumgütern*. In: Marketing ZFP, 4, S. 267-274.
- Raju, J. S. (1992). *The effect of price promotions on variability in product category sales*. Institut of Management Sciences, University of California, Los Angeles.
- Reimers, V. und V. Clulow (2000). *Shopping and Convenience: A model for Retail Centres*. Working Paper Series 62. Business and Economics, Monash University.
- Richards, T. J. (2004). *Sales by Multi-Product Retailers*. 88. EAAE-Seminar, Paris.
- Richards, T. J. (2006). *Sales by Multi-Product Retailers*. In: Managerial and Decision Economics, 27, S. 261-277
- Ronning, G. (1991). *Mikroökonomie*. Springer-Verlag, Berlin.

- Rudolph, T. und T. Wagner. (2003). *Preisimage-Politik im Handel*. In: Handbuch Preispolitik : Strategien, P. O. U., Gabler, Wiesbaden, S. 177-198.
- Sachs, L. (1999). *Angewandte Statistik: Anwendung statistischer Methoden*. 9. Aufl., Springer, Berlin [u.a.].
- Salop, S. (1979). *Monopolistic competition with outside goods*. In: Bell Journal of Economics, 10, S. 141-156.
- Salop, S. und J. Stiglitz (1977). *Bargains and ripoffs: a model of monopolistically competitive price dispersion*. In: The Review of economic studies / Symposium - Edinburgh, 44, (138), S. 493-510.
- Schmalen, H. und H. Pechtl (1995a). *Die Absatzwirkung von Sonderangebotsaktionen im Lebensmitteleinzelhandel: theoretische Überlegungen und ihre empirische Identifikation mit Scanner-Daten*. In: ZfB: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 65, (6), S. 587-607.
- Schmalen, H. und H. Pechtl (1995b). *Die Absatzwirkung von Sonderangebotsaktionen im Lebensmitteleinzelhandel*. Schäfer Poeschel Verlag, Stuttgart.
- Schmalen, H., H. Pechtl und W. Schweitzer (1996). *Sonderangebotspolitik im Lebensmittel-Einzelhandel: eine empirische Analyse der Wirkungseffekte von Sonderangeboten auf der Grundlage von Scanner-Daten*. Schäfer Poeschel, Passau.
- Schultz, D. E. und W. A. Robinson (1982). *Sales Promotion Management*. Crain Books, Chicago.
- Schüller, R. (1987). *Verkäufe unter Einstandspreisen*. Pfaffenweiler.
- Shilony, Y. (1977). *Mixed pricing in oligopoly*. In: Journal of Economic Theory, 14, (2), S. 373-388.
- Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall, London.
- Simon, H. (1982). *Preismanagement*. Gabler, Wiesbaden.
- Simon, H. (1992). *Preismanagement im Handel*. Preismanagement: Analyse, Strategie, Umsetzung, Gabler, Wiesbaden, S. 515-539.
- Simon, H. (1995). *Preisdifferenzierung nach Marktsegmenten*. Preismanagement kompakt: Probleme und Methoden des Modern Pricing, Gabler, Wiesbaden, S. 106-119.

- Slade, M. E. (1998). *Optimal pricing with costly adjustment: evidence from retail-grocery prices*. In: The review of Economic Studies. - Oxford: Blackwell, 65, S. 87-107.
- Sobel, J. (1984). *The Timing of Sales*. In: Review of Economic Studies, 51, (3), S. 353-368.
- Sobel, J. (1991). *Durable goods monopoly with entry of new consumers*. In: Econometrica: Journal of the Econometric Society, 59, (5), S. 1455-1485.
- StataCorp. (2005). *Stata Statistical Software 9*, StataCorp, College Station, Texas.
- Statistisches Bundesamt (2006). *Bevölkerung nach Altersgruppen, Familienstand und Religionszugehörigkeit*.
<http://www.destatis.de/basis/d/bevoe/bevoetab.5.php>, Datum: 24.08.06.
- Stokey, N. L. (1979). *Intertemporal price discrimination*. In: The Quarterly Journal of Economics, 93, (3), S. 355-371.
- Tietz, B. (1993). *Der Handelsbetrieb: Grundlagen der Unternehmenspolitik*. 2. Vahlen, München.
- Tobin, J. (1958). *Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables*. In: Econometrica: Journal of the Econometric Society 26, (1), S. 24-36.
- Varian, H. R. (1980). *A model of sales*. In: The American Economic Review, 70, (4), S. 651-659.
- Varian, H. R., M. Kleber und M. Weigert (1994). *Mikroökonomie*. Oldenbourg.
- Villas-Boas, J. M. (1995). *Models of Competitive Price Promotions*. In: Journal of Economics and Management Strategies, 4, (1), S. 85-107.
- Voss, G. B. und K. Seiders (2003). *Exploring the Effect of Retail Sector and Firm Characteristics on Retail Price Promotion Strategy*. In: Journal of Retailing, 79, S. 37-52.
- von Cramon-Taubadel, S. und J. Mösch (1997). *Untersuchung des Preiszusammenhangs bei Schweinefleischprodukten zwischen verschiedenen Typen von Einzelhandelsgeschäften*. In: Bauer, Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft: Analyse, einzelwirtschaftliche Strategien,

- staatliche Einflussnahme, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup, S. 69-81.
- Walters, R. G. und S. B. MacKenzie (1988). *A Structural Equation Analysis of the Impact of Price Promotions on Store Performance*. In: Journal of Marketing Research, 25, (2), S. 51-63.
- Wand, M. und M. Jones (1995). *Kernel Smoothing*. Chapman & Hall, London.
- Warner, E. und R. Barsky (1995). *The Timing and Magnitude of Retail Store Markdowns Evidence from Weekends and Holidays*. In: The Quarterly Journal of Economics, 110, (2), S. 321-352.
- Webster, F. E. J. (1971). *Marketing Communication*. Ronalds Press, New York.
- Weiss, C. und S. Thiele (2003). *Consumer demand for food diversity: evidence for Germany*. In: Food Policy: economics planning and politics of food and agriculture, 28, 2, S. 99-115.
- Wolf, C. A. und A. Sumner (2001). *Are farm size distributions bimodal? Evidence from Kernel Density Estimates of dairy farm size distributions*. In: American Journal of Agricultural Economics, 83, (1), S. 77-88.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, Cambridge, Mass.
- Wübker, G. (1999). *Sonderangebotspolitik und Preisbündelung*. In: Zfbf: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 51, (7/8), S. 593-713.
- Zellekens, H. und G. Dellbrügge (2000). *Zur Preispolitik des Lebensmittel-einzelhandels*. In: Dynamik des Handels, 44, (12), S. 10-19.
- Zentes, J. und B. Swoboda (2001). *Hersteller-Handels-Beziehungen aus markenpolitischer Sicht*. In: Moderne Markenführung: Grundlagen, innovative Ansätze, praktische Umsetzungen, Gabler, Wiesbaden, S. 889-911.

Anhang

A. 1: Die TOP 20 des Lebensmittelhandels nach Food-Umsätzen

TOP 20	2000		2001		2003	
	Unternehmen	Umsatz Mrd. Euro	Unternehmen	Umsatz Mrd. Euro	Unternehmen	Umsatz Mrd. Euro
1	Edeka/AVA-Gruppe	20,351	Edeka/AVA-Gruppe	21,302	Edeka/AVA-Gruppe	24,406
2	Rewe-Gruppe	19,327	Rewe-Gruppe	19,684	Rewe-Gruppe	21,164
3	Aldi-Gruppe	16,020	Aldi-Gruppe	17,496	Aldi-Gruppe	19,200
4	Metro-Gruppe	13,601	Metro-Gruppe	14,258	Schwarz-Gruppe	17,000
5	Lidl & Schwarz	9,814	Schwarz-Gruppe	11,042	Metro-Gruppe	14,305
6	Tengelmann-Gruppe	8,804	Tengelmann-Gruppe	7,414	SPAR-Gruppe	8,370
7	SPAR-Gruppe	6,902	SPAR-Gruppe	7,201	Tengelmann-Gruppe	7,873
8	Lekkerland-TobaccoLand	5,618	Lekkerland-TobaccoLand	5,971	Lekkerland-TobaccoLand	6,584
9	Schlecker	4,129	Schlecker	4,517	Schlecker	5,320
10	Dohle-Gruppe	2,545	Dohle-Gruppe	2,448	Dohle-Gruppe	2,376
11	Globus	1,846	Norma	1,884	Norma	2,150
12	Norma	1,845	Globus	1,809	Globus	1,928
13	Bartels-Langness-Gruppe	1,591	Bartels-Langness-Gruppe	1,682	dm	1,841
14	Wal-Mart	1,408	dm	1,682	Bartels-Langness-Gruppe	1,734
15	KarstadtQuelle	1,311	Wal-Mart	1,445	Wal-Mart	1,410
16	dm	1,264	KarstadtQuelle	1,295	Coop, Schleswig-Holstein	1,155
17	Coop, Schleswig-Holstein	1,110	Coop, Schleswig-Holstein	1,143	Rossmann	0,978
18	Ihr Platz	0,827	Brenke & Hoerster	0,842	KarstadtQuelle	0,901
19	Brenke & Hoerster	0,818	Rossmann	0,835	Büriting	0,900
20	Tegut	0,771	Büriting	0,833	Tegut	0,778

Quelle: Eigene Darstellung nach M + M EURODATA (2001/2002/2004)

Zum Modell von Hosken und Reiffen (Kap. 3.2.1.2)

Ableitung der Gleichgewichtspreise für das verderbliche Produkt als auch für das nichtverderbliche Produkt für beide Händler unter Berücksichtigung der Transportkosten.

$$P_{nv}^1 = \frac{2V_{L,nv}}{3} - \frac{tc}{T} - \frac{\alpha \times tc}{3T(1-\alpha)} \left(\frac{1}{T} - 1 \right) \quad (\text{F A. 1})$$

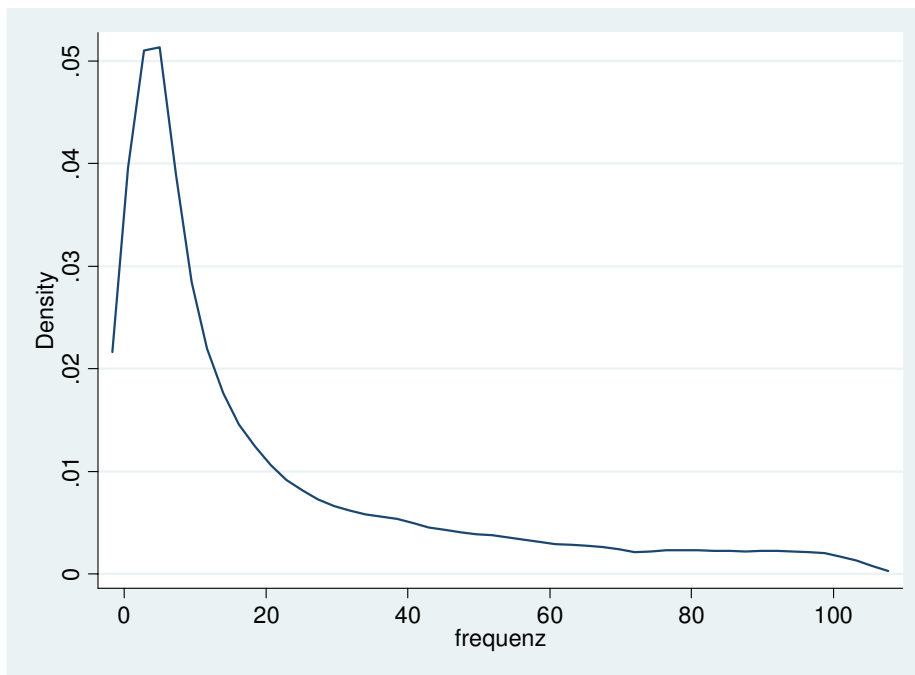
$$P_v^1 = 2tc + \frac{\alpha \times tc}{3(1-\alpha)} \left[\frac{1}{T} + 2 \right] - \frac{TV_{L,nv}}{3} \quad (\text{F A. 2})$$

$$P_v^2 = tc + \frac{\alpha \times tc}{3(1-\alpha)} \left[\frac{1}{T} + 2 \right] - \frac{TV_{L,nv}}{3} \quad (\text{F A. 3})$$

und $P_{nv}^2 = V_H$.

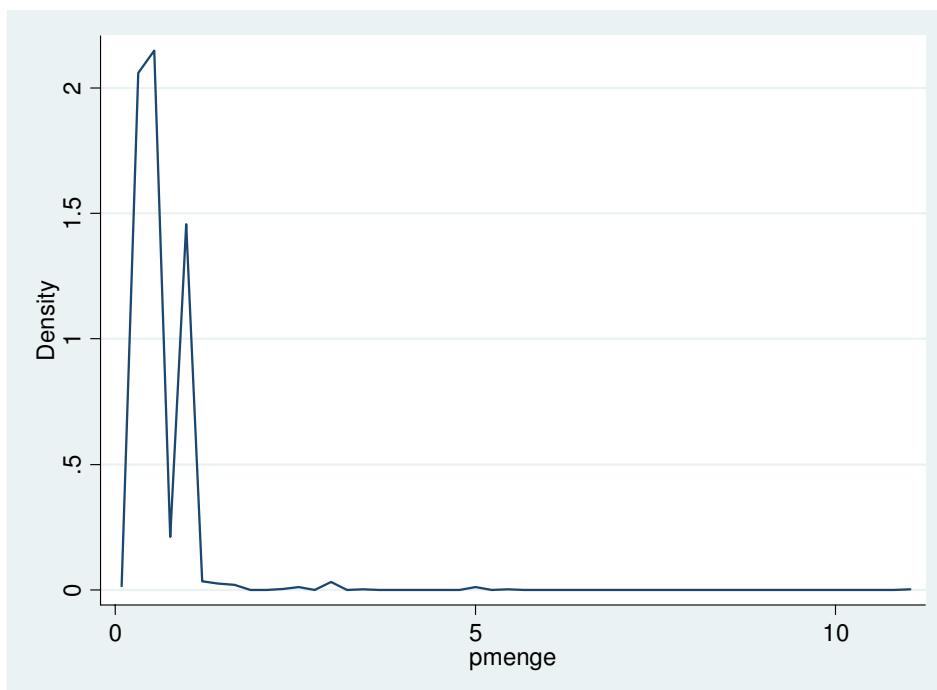
Univariate Kerndichteschätzungen zu Kap. 4.2.3

A. 2: Schätzung der Kauffrequenz für Pizza (verderblich)



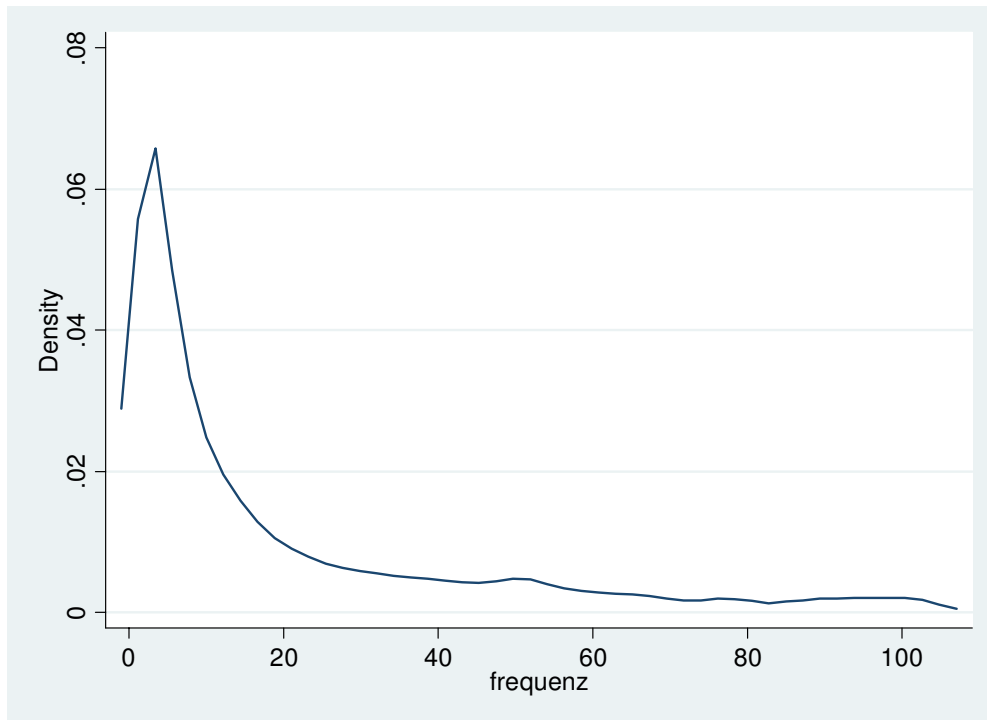
Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

A. 3: Schätzung der Einkaufsmenge pro Kaufakt und Person für Pizza



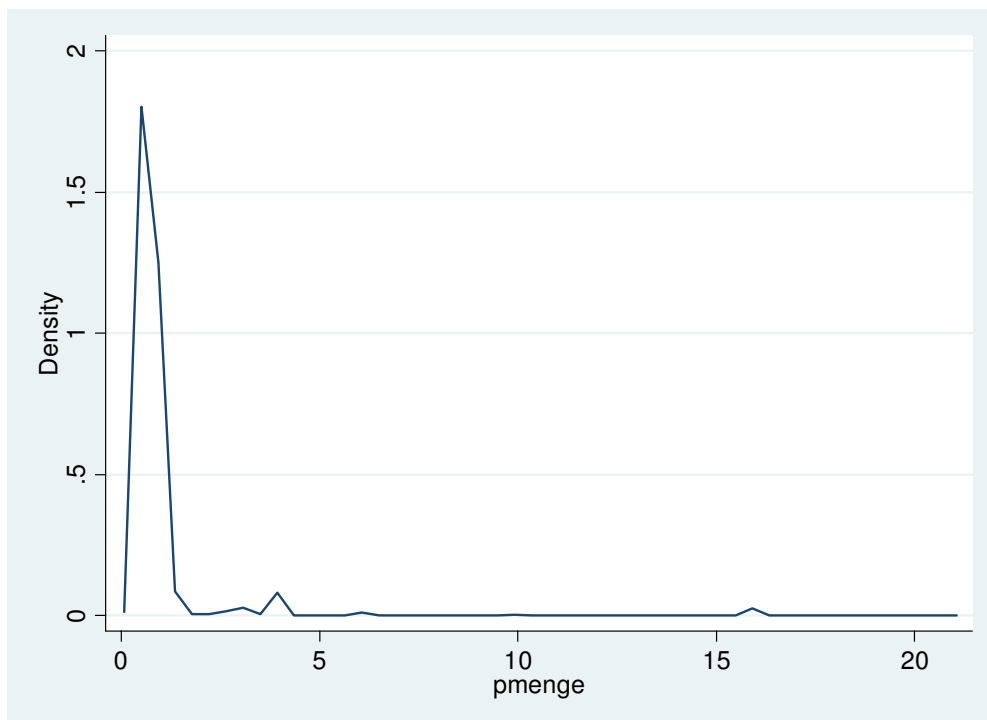
Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

A. 4: Schätzung der Kauffrequenz für Suppe (nichtverderblich)



Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

A. 5: Schätzung der Einkaufsmenge pro Kaufakt und Person für Suppe



Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung nach GfK Haushaltspanel 2002/2003.

Tobit-Modell für Panel

$$f(SA_{i1}^*, \dots, SA_{in_i}^* | x_{i1}, \dots, x_{in_i}) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-v_i^2/2\sigma_v^2}}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} \left\{ \prod_{t=1}^{n_i} F(SA_{it}^*, \beta x_{it} + v_i) \right\} dv_i$$

(F A. 4)

$$F(SA_{it}^*, \Delta_{it}) = \begin{cases} (\sqrt{2\pi\sigma_\epsilon})^{-1} e^{-(SA_{it}^* - \Delta_{it})^2 / (2\sigma_\epsilon^2)} & \text{wenn : } SA_{it}^* \in C \\ \Phi\left(\frac{SA_{it}^* - \Delta_{it}}{\sigma_\epsilon}\right) & \text{wenn : } SA_{it}^* \in L \\ 1 - \Phi\left(\frac{SA_{it}^* - \Delta_{it}}{\sigma_\epsilon}\right) & \text{wenn : } SA_{it}^* \in R \end{cases}$$

(F A. 5)

C steht für nicht zensierte Beobachtungen

L steht für die links zensierten Beobachtungen

R steht für die rechts zensierten Beobachtungen

Test zu den Analysen in Kap.4.3

A. 6: Gepooltes Tobit-Modell

Höhe (abh.)	Modus-Kriterium			Madakom-Kriterium		
	Coef.	Std.Err.	t-Wert	Coef.	Std.Err.	t-Wert
anzproko	-0,005	0,003	-1,82*	-0,001	0,003	-0,48
anzsako	-0,001	0,004	-0,35	-0,008	0,005	-1,56
ghdm	0,341	0,054	6,29***	0,287	0,054	5,34***
handel	0,009	0,006	1,46	0,019	0,007	2,61***
anzpro	0,025	0,004	5,84***	0,022	0,005	4,62***
VM	0,015	0,019	0,79	0,026	0,021	1,23
DC	-0,273	0,086	-3,19***	-1,739	-	-
xmas	0,137	0,052	2,66***	0,195	0,058	3,38***
ostern	0,169	0,052	3,25***	0,198	0,059	3,36***
Cons	-2,090	0,652	-3,21***	-3,078	0,756	-4,07***

*** statistisch signifikant auf dem 1 %-Level.
 ** statistisch signifikant auf dem 5 %-Level.
 * statistisch signifikant auf dem 10 %-Level.

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Test gepoolt gegen Panel für die Modus-Variante

Ob ein gepooltes Modell einem Panel-Modell vorzuziehen ist, wird durch einen F-Test geprüft (HSIAO, 2004: 18).

$$F_{emp} = \frac{(RSS_{gepoolt} - RSS_{Panel}) / [(N-1)(K+1)]}{RSS_{Panel} / [NT - N(K+1)]} \quad (\text{F A.6})$$

H_0 : ‚keine Heterogenität‘

$$F_{emp}[1254, 10695] [\infty, \infty] = 692,26$$

$$F_{tab}[\infty] = 1,30$$

Für die vorliegenden Daten ergibt sich unter Schätzung eines gepoolten Tobit-Modells und eines Panel-Tobit-Modells ein empirischer F-Wert von 692,26. Da dieser empirische F-Wert größer als 1,30 ist, muss H_0 abgelehnt werden. Damit ist F_3 signifikant von Null verschieden. Das bedeutet, dass ‚keine Heterogenität‘ innerhalb der Variablen abgelehnt werden muss.

Test eines Poisson-Modells gegen ein negatives Binomial-Modell mit zufälligen Individualeffekten

Nach dem die Entscheidung, die Daten mit einem Panel-Modell zu schätzen, gefällt worden ist, wird als nächstes zwischen den Alternativen des Poisson-Modells und des negativen Binomial-Modells entschieden. Dieser Test wird sowohl für Random- als auch für Fixed-Effects-Modell durchgeführt.

Likelihood-Ratio-Test: $LR = -2[\ln L_r - \ln L_{ur}] \rightarrow \chi^2 [1]$.

Modus-Variante

$$LR_{\text{emp}} = 83,77$$

$$\chi^2 [1] = 3,84$$

Madakom-Variante

$$LR_{\text{emp}} = 19,87$$

$$\chi^2 [1] = 3,84$$

Beim Likelihood-Ratio-Test eines negativen Binomial-Modells gegen ein Poisson-Modell ist damit für beide Varianten der empirische Wert größer als der Wert aus der χ^2 -Verteilung. Dies führt Fällen zur Ablehnung von H_0 . Das bedeutet, dass das negative Binomial-Modell dem Poisson Modell vorzuziehen ist. Daher werden im Folgenden nur die Ergebnisse für das negative Binomial-Modell diskutiert.

Entscheidung Hausman:

A. 7: Hausman-Test negbin FE gegen negbin RE (Modus)

	Koeff. FE	Koeff. RE	Differenz	Standard- fehler
ghdm	-1,173	-0,209	-0,964	0,344
anzsako2	0,127	0,127	0,000	0,001
anzpro	0,578	0,556	0,022	0,010
anzproko	0,163	0,162	0,001	0,008
xmas	0,844	0,882	-0,038	0,030
ostern	0,550	0,671	-0,121	0,046
DC	8,448	-3,065	11,514	504,361
VM	-0,987	-0,352	-0,635	0,253
prodmark	0,390	0,290	0,100	0,046
kuv	-0,187	-0,203	0,016	0,011
woche	-0,017	-0,010	-0,007	0,002
aendp	-25,554	-28,273	2,719	1,731
$\chi^2 [4] = 13,800$ Prob.> $\chi^2 = 0,008$ Koeff. FE = Koeffizient Fixed-Effects-Modell Koeff. RE = Koeffizient Random-Effects-Modell				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

A. 8: Hausman-Test negbin FE gegen negbin RE (Madakom)

	Koeff. FE	Koeff. RE	Differenz	Standard- fehler
ghdm	0,677	0,429	0,248	0,171
anzsako	0,042	0,040	0,001	0,002
anzpro	0,329	0,322	0,007	0,008
anzproko	-0,034	-0,034	0,000	0,006
xmas	0,547	0,518	0,028	0,033
ostern	0,475	0,453	0,022	0,042
VM	-14,081	-0,741	-13,339	509,064
prodmark	-0,104	-0,002	-0,102	0,030
kuv	0,031	-0,013	0,044	0,010
woche	0,001	-0,001	0,002	0,001
aendp	6,654	7,517	-0,863	0,914
$\chi^2 [3] = 10,23$ Prob.> $\chi^2 = 0,0167$ Koeff. FE = Koeffizient Fixed-Effects-Modell Koeff. RE = Koeffizient Random-Effects-Modell				

Quelle: Eigene Berechnungen in Stata nach Handelspanel Madakom GmbH 2000/2001.

Ökonometrisch ist für beide Varianten das Modell mit fixen Individualeffekten dem mit zufälligen Individualeffekten vorzuziehen.

Tests für das loglineare Modell

An das loglineare Modell schließt sich das Testinstrumentarium auf Heteroskedastizität und Autokorrelation an.

Test auf Heteroskedastizität:

H_0 : Homoskedastizität

Likelihood-ratio test: $LR = -2[\ln L_r - \ln L_{ur}] \rightarrow \chi^2 [1]$.

Modus-Variante

LR = $\chi^2 [113] = 3229,25$

Prob. $> \chi^2 = 0,0000$

Madakom-Variante

LR = $\chi^2 [113] = 2539,10$

Prob. $> \chi^2 = 0,0000$

Der Vergleich zwischen einem Modell mit homoskedastischer Varianzstruktur und einem mit Heteroskedastizität zeigt, dass das Modell, das Heteroskedastizität berücksichtigt, vorzuziehen ist, da H_0 abgelehnt wird.

Test auf Autokorrelation

H_0 : Keine Autokorrelation ersten Grades

Modus-Variante

F[1, 104] = 7,584

Prob. $> F = 0,0070$

Madakom-Variante

F[1, 104] = 8,115

Prob. $> F = 0,0053$

Beim Test auf Autokorrelation im Panel nach Wooldridge wird die Nullhypothese ‚keine Autokorrelation‘ für beide Varianten abgelehnt. Das zeigt, dass die Residuen autokorreliert sind. Bei Preisreihen ist aufgrund einer gewissen Starrheit der Preise, Autokorrelation der Residuen zu erwarten.

Die Tests zeigen sowohl Heteroskedastizität als auch Autokorrelation in den Daten. Um den verletzten Modellannahmen Rechnung zu tragen, wird das Modell als GLS geschätzt, das eine heteroskedastische Varianzstruktur zulässt.

