

Institut für Marktorientierte Unternehmensführung
Universität Mannheim
Postfach 10 34 62

68131 Mannheim

Reihe:
Wissenschaftliche Arbeitspapiere
Nr.: W037

Institut für Marktorientierte Unternehmensführung

Hans H. Bauer / Marc Fischer

Die simultane Messung von Kannibali- sierungs-, substitutiven Konkurrenz- und Neukäuferanteilen am Absatz von line extensions auf der Basis aggregierter Daten

Mannheim 2000
ISBN3-89333-227-8

Prof. Dr. Hans H. Bauer ist Inhaber des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre und Marketing II an der Universität Mannheim. Außerdem ist er Wissenschaftlicher Direktor des Instituts für Marktorientierte Unternehmensführung (IMU) an der Universität Mannheim.

Dipl.-Kfm. Marc Fischer ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre und Marketing II.

Die Autoren danken *William Greene*, *Carsten Hahn* sowie *Scott Thompson* für wertvolle Hinweise.

Das Institut für Marktorientierte Unternehmensführung

Das **Institut für Marktorientierte Unternehmensführung** an der Universität Mannheim versteht sich als Forum des Dialogs zwischen Wissenschaft und Praxis. Der wissenschaftlich hohe Standard wird gewährleistet durch die enge Anbindung des IMU an die beiden Lehrstühle für Marketing an der Universität Mannheim, die national wie auch international hohes Ansehen genießen. Die wissenschaftlichen Direktoren des IMU sind

Prof. Dr. Hans H. Bauer und **Prof. Dr. Christian Homburg**.

Das Angebot des IMU umfasst folgende Leistungen:

◆ **Management Know-How**

Das IMU bietet Ihnen Veröffentlichungen, die sich an Manager in Unternehmen richten. Hier werden Themen von hoher Praxisrelevanz kompakt und klar dargestellt sowie Resultate aus der Wissenschaft effizient vermittelt. Diese Veröffentlichungen sind häufig das Resultat anwendungsorientierter Forschungs- und Kooperationsprojekte mit einer Vielzahl von international tätigen Unternehmen.

◆ **Wissenschaftliche Arbeitspapiere**

Die wissenschaftlichen Studien des IMU untersuchen neue Entwicklungen, die für die marktorientierte Unternehmensführung von Bedeutung sind. Hieraus werden praxisrelevante Erkenntnisse abgeleitet und in der Reihe der wissenschaftlichen Arbeitspapiere veröffentlicht. Viele dieser Veröffentlichungen sind inzwischen in renommierten Zeitschriften erschienen und auch auf internationalen Konferenzen (z.B. der American Marketing Association) ausgezeichnet worden.

◆ **Schriftenreihe**

Neben der Publikation wissenschaftlicher Arbeitspapiere gibt das IMU in Zusammenarbeit mit dem Gabler Verlag eine Schriftenreihe heraus, die herausragende wissenschaftliche Erkenntnisse auf dem Gebiet der marktorientierten Unternehmensführung behandelt.

◆ **Anwendungsorientierte Forschung**

Ziel der Forschung des IMU ist es, wissenschaftliche Erkenntnisse zu generieren, die für die marktorientierte Unternehmensführung von Bedeutung sind. Deshalb bietet Ihnen das IMU die Möglichkeit, konkrete Fragestellungen aus Ihrer Unternehmenspraxis heranzutragen, die dann wissenschaftlich fundiert untersucht werden.

Wenn Sie weitere Informationen benötigen oder Fragen haben, wenden Sie sich bitte an das **Institut für Marktorientierte Unternehmensführung, Universität Mannheim, L5, 1, 68131 Mannheim (Telefon: 0621 / 181-1755)** oder besuchen Sie unsere Internetseite: **www.imu-mannheim.de**.

In seiner Arbeit wird das IMU durch einen **Partnerkreis** unterstützt. Diesem gehören renommierte Wissenschaftler und Manager in leitenden Positionen an:

Dr. Arno Balzer,
Manager Magazin

BASF AG,
Hans W. Reiners

BSH GmbH,
Matthias Ginthum

Carl Zeiss AG,
Dr. Michael Kaschke

Cognis Deutschland GmbH & Co. KG,
Dr. Antonio Trius

Continental AG,
Heinz-Jürgen Schmidt

Deutsche Bank AG,
Rainer Neske

Deutsche Messe AG,
Ernst Raue

Deutsche Post AG,
Jürgen Gerdes

Deutsche Telekom AG,
Achim Berg

Dresdner Bank AG,
Dr. Stephan-Andreas Kaulvers

Dürr AG,
Ralf W. Dieter

E.On Energie AG,
Dr. Bernhard Reutersberg

EvoBus GmbH,
Wolfgang Presinger

Hans Fahr

Freudenberg & Co. KG,
Jörg Sost

Fuchs Petrolub AG,
Dr. Manfred Fuchs

Grohe Water Technology AG & Co. KG,
N.N.

Stephan M. Heck

Heidelberg Druckmaschinen AG,
Dr. Jürgen Rautert

HeidelbergCement AG,
Andreas Kern

Hoffmann-La Roche AG,
Karl H. Schlingensief

HUGO BOSS AG,
Dr. Bruno Sälzer

IBM Deutschland GmbH,
Johann Weißen

IWKA AG,
N.N.

K + S AG,
Dr. Ralf Bethke

KARSTADT Warenhaus AG,
Prof. Dr. Helmut Merkel

Prof. Dr. Dr. h.c. Richard Köhler,
Universität zu Köln

Körper PaperLink GmbH,
Martin Weickenmeier

Monitor Company,
Dr. Thomas Herp

Nestlé Deutschland AG,
Christophe Beck

Pfizer Pharma GmbH,
Jürgen Braun

Dr. Volker Pfahlert,
Roche Diagnostics GmbH

Thomas Pflug

Dr. Ing. h.c. F. Porsche AG,
Hans Riedel

Procter & Gamble GmbH,
Willi Schwerdtle

Dr. h.c. Holger Reichardt

Robert Bosch GmbH,
Uwe Raschke

Roche Diagnostics GmbH,
Dr. Manfred Baier

Rudolf Wild GmbH & Co. KG,
Dr. Eugen Zeller

RWE Energy AG,
Dr. Andreas Radmacher

Thomas Sattelberger,
Continental AG

SAP Deutschland AG & Co. KG
Joachim Müller

St. Gobain Deutsche Glass GmbH
Udo H. Brandt

Dr. Dieter Thomaschewski

TRUMPF GmbH & Co. KG,
Dr. Mathias Kammüller

VDMA e.V.,
Dr. Hannes Hesse

Voith AG,
Dr. Helmut Kormann

- W097 Bauer, H. H. / Mäder, R. / Wagner, S.-N.: Übereinstimmung von Marken- und Konsumentenpersönlichkeit als Determinante des Kaufverhaltens – Eine Metaanalyse der Selbstkongruenzforschung, 2005
- W095 Bauer, H. H. / Schüle, A. / Reichardt, T.: Location Based Services in Deutschland. Eine qualitative Marktanalyse auf Basis von Experteninterviews, 2005
- W094 Bauer, H. H. / Reichardt, T. / Schüle, A.: User Requirements for Location Based Services. An analysis on the basis of literature, 2005
- W093 Bauer, H. H. / Reichardt, T. / Exler, S. / Kiss, S.: Entstehung und Wirkung von Smart Shopper-Gefühlen. Eine empirische Untersuchung, 2005
- W092 Homburg, Ch. / Stock, R. / Kühlborn, S.: Die Vermarktung von Systemen im Industriegütermarketing, 2005
- W090 Bauer, H. H. / Falk, T. / Kunzmann, E.: Akzeptanz von Self-Service Technologien – Status Quo oder Innovation?, 2005
- W089 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Huber F.: Präferenzschaffung durch preis-psychologische Maßnahmen. Eine experimentelle Untersuchung zur Wirkung von Preispräsentationsformen, 2005
- W088 Bauer, H.H. / Albrecht, C.-M. / Sauer, N. E.: Markenstress bei Jugendlichen. Entwicklung eines Messinstruments am Beispiel von Kleidung, 2005
- W087 Bauer, H. H. / Schüle, A. / Neumann, M. M.: Kundenvertrauen in Lebensmitteldiscounter. Eine experimentelle Untersuchung, 2005
- W086 Bauer, H. H./ Neumann, M. M. / Mäder, R.: Virtuelle Verkaufsberater in interaktiven Medien. Eine experimentelle Untersuchung zur Wirkung von Avataren in interaktiven Medien, 2005
- W085 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Haber, T. E. / Olic, K.: Markendifferenzierung mittels irrelevanter Attribute. Eine experimentelle Studie, 2005
- W084 Homburg, Ch. / Kuester, S. / Beutin, N. / Menon, A.: Determinants of Customer Benefits in Business-to-Business Markets: A Cross-Cultural Comparison, 2005
- W083 Homburg, Ch. / Fürst, A.: How Organizational Complaint Handling Drives Customer Loyalty: An Analysis of the Mechanistic and the Organic Approach, 2005
- W082 Homburg, Ch. / Koschate, N.: Behavioral Pricing-Forschung im Überblick – Erkenntnisstand und zukünftige Forschungsrichtungen, 2005
- W081 Bauer, H. H. / Exler, S. / Sauer, N.: Der Beitrag des Markenimage zur Fanloyalität. Eine empirische Untersuchung am Beispiel der Klubmarken der Fußball-Bundesliga, 2004
- W080 Homburg, Ch. / Bucerius, M.: A Marketing Perspective on Mergers and Acquisitions: How Marketing Integration Affects Post-Merger Performance, 2004
- W079 Homburg, Ch. / Koschate, N. / Hoyer, W. D.: Do Satisfied Customers Really Pay More? A Study of the Relationship between Customer Satisfaction and Willingness to Pay, 2004
- W078 Bauer, H. H. / Hammerschmidt, M. / Garde, U.: Messung der Werbeeffizienz – Eine Untersuchung am Beispiel von Online-Werbung, 2004
- W077 Homburg, Ch. / Jensen, O.: Kundenbindung im Industriegütergeschäft, 2004
- W076 Bauer, H. H. / Reichardt, T. / Neumann, M. M.: Bestimmungsfaktoren der Konsumentenakzeptanz von Mobile Marketing in Deutschland. Eine empirische Untersuchung, 2004
- W075 Bauer, H. H. / Sauer, N. E. / Schmitt, P.: Die Erfolgsrelevanz der Markenstärke in der 1. Fußball-Bundesliga, 2004
- W074 Homburg, Ch. / Krohmer, H.: Die Fliegenpatsche als Instrument des wissenschaftlichen Dialogs. Replik zum Beitrag „Trotz eklatanter Erfolglosigkeit: Die Erfolgsfaktorenforschung weiter auf Erfolgskurs“ von Alexander Nicolai und Alfred Kieser, 2004
- W073 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Lange, M. A.: Bestimmungsfaktoren und Wirkungen von Mitarbeiterzufriedenheit. Eine empirische Studie am Beispiel des Automobilhandels, 2004
- W072 Bauer, H. H. / Hammerschmidt, M. / Garde, U.: Marketingeffizienzanalyse mittels Efficient Frontier Benchmarking - Eine Anwendung der Data Envelopment Analysis, 2004
- W071 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Hölzing, J. A.: Markenallianzen als Instrument des Imagetransfers im elektronischen Handel, 2004
- W070 Bauer, H. H. / Mäder, R. / Valtin, A.: Auswirkungen des Markennamenwechsels auf den Markenwert. Eine Analyse der Konsequenzen von Markenportfoliokonsolidierung, 2003
- W069 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Hoffmann, Y.: Konsumententypologisierung im elektronischen Handel. Eine interkulturelle Untersuchung, 2003

- W068 Homburg, Ch. / Stock, R.: The Link between Salespeople's Job Satisfaction and Customer Satisfaction in a Business-to-Business Context. A dyadic Analysis, 2003
- W067 Homburg, Ch. / Koschate, N.: Kann Kundenzufriedenheit negative Reaktionen auf Preiserhöhungen abschwächen? Eine Untersuchung zur moderierenden Rolle von Kundenzufriedenheit bei Preisanstiegen, 2003
- W066 Bauer, H. H. / Neumann, M. M. / Hölzing, J. A. / Huber, F.: Determinanten und Konsequenzen von Vertrauen im elektronischen Handel. Eine kausalanalytische Studie, 2003
- W065 Bauer, H. H. / Hammerschmidt, M. / Elmas, Ö.: Messung und Steuerung der Kundenbindung bei Internetportalen, 2003
- W064 Bauer, H. H. / Falk, T. / Hammerschmidt, M.: Servicequalität im Internet. Messung und Kundenbindungseffekte am Beispiel des Internet-Banking, 2003
- W063 Bauer, H. H. / Sauer, N. E. / Müller, V.: Nutzen und Probleme des Lifestyle-Konzepts für das Business-to-Consumer Marketing, 2003
- W062 Bauer, H. H. / Sauer, N. E. / Ebert, S.: Die Corporate Identity einer Universität als Mittel ihrer strategischen Positionierung. Erkenntnisse gewonnen aus einem deutsch-amerikanischen Vergleich, 2003
- W061 Homburg, Ch. / Sieben, F. / Stock, R.: Einflussgrößen des Kundenrückgewinnungserfolgs. Theoretische Betrachtung und empirische Befunde im Dienstleistungsbereich, 2003
- W060 Bauer, H. H. / Sauer, N. E. / Müller, A.: Frauen als Zielgruppe. Das Beispiel einer geschlechtsspezifischen Vermarktung von Bildungsangeboten, 2003
- W059 Bauer, H. H. / Keller, T. / Hahn, O.K.: Die Messung der Patientenzufriedenheit, 2003
- W058 Homburg, Ch. / Stock, R.: Führungsverhalten als Einflussgröße der Kundenorientierung von Mitarbeitern. Ein dreidimensionales Konzept, 2002
- W057 Bauer, H. H. / Hammerschmidt, M./Staat, M.: Analyzing Product Efficiency. A Customer-Oriented Approach, 2002
- W056 Bauer, H. H. / Grether, M.: Ein umfassender Kriterienkatalog zur Bewertung von Internet-Auftritten nach markenpolitischen Zielen, 2002
- W055 Homburg, Ch. / Faßnacht, M. / Schneider, J.: Opposites Attract, but Similarity Works. A Study of Interorganizational Similarity in Marketing Channels, 2002
- W054 Homburg, Ch. / Faßnacht, M. / Günther, Ch.: Erfolgreiche Umsetzung dienstleistungsorientierter Strategien von Industriegüterunternehmen, 2002
- W053 Homburg, Ch. / Workman, J.P. / Jensen, O.: A Configurational Perspective on Key Account Management, 2002
- W052 Bauer, H. H. / Grether, M. / Sattler, C.: Werbenutzen einer unterhaltenden Website. Eine Untersuchung am Beispiel der Moorhuhnjagd, 2001
- W051 Bauer, H. H. / Jensen, S.: Determinanten der Kundenbindung. Überlegungen zur Verallgemeinerung der Kundenbindungstheorie, 2001
- W050 Bauer, H. H. / Mäder, R. / Fischer, C.: Determinanten der Werbewirkung von Markenhomepages, 2001
- W049 Bauer, H. H. / Kieser, A. / Oechsler, W. A. / Sauer, N. E.: Die Akkreditierung. Eine Leistungsbeurteilung mit System?, 2001,
- W048 Bauer, H. H. / Ohlwein, M.: Zur Theorie des Kaufverhaltens bei Second-Hand-Gütern, 2001
- W047 Bauer, H. H. / Brüner, D. / Grether, M. / Leach, M.: Soziales Kapital als Determinante der Kundenbeziehung, 2001
- W046 Bauer, H. H. / Meeder, U. / Jordan, J.: Eine Konzeption des Werbecontrolling, 2000
- W045 Bauer, H. H. / Staat, M. / Hammerschmidt, M.: Produkt-Controlling. Eine Untersuchung mit Hilfe der Data Envelopment Analysis (DEA), 2000
- W044 Bauer, H. H. / Moch, D.: Werbung und ihre Wirkung auf die Tabaknachfrage. Eine Übersicht der theoretischen und empirischen Literatur, 2000
- W043 Homburg, Ch. / Kebbel, Ph.: Komplexität als Determinante der Qualitätswahrnehmung von Dienstleistungen, 2000
- W042 Homburg, Ch. / Kebbel, Ph.: Involvement als Determinante der Qualitätswahrnehmung von Dienstleistungen, 2000
- W041 Bauer, H. H. / Mäder, R. / Huber, F.: Markenpersönlichkeit als Grundlage von Markenloyalität. Eine kausalanalytische Studie, 2000
- W040 Bauer, H. H. / Huber, F. / Bächmann, A.: Das Kaufverhalten bei Wellness Produkten. Ergebnisse einer empirischen Studie am Beispiel von Functional Food, 2000
- W039 Homburg, Ch. / Stock, R.: Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit. Eine dyadische Analyse, 2000
- W038 Becker, J. / Homburg, Ch.: Marktorientierte Unternehmensführung und ihre Erfolgsauswirkungen. Eine empirische Untersuchung, 2000
- W037 Bauer, H. H. / Fischer, M.: Die simultane Messung von Kannibalisierungs-, substitutiven Konkurrenz- und Neukäuferanteilen am Absatz von line extensions auf der Basis aggregierter Daten, 2000
- W036 Homburg, Ch. / Pflesser, Ch.: A Multiple Layer Model of Market-Oriented Organizational Culture. Measurement Issues and Performance Outcomes., 2000

Weitere Arbeitspapiere finden Sie auf unserer Internet-Seite: www.imu-mannheim.de

Abstract

Die Bedeutung von line extensions als produktpolitische Alternative ist nach wie vor ungebrochen. Die Schätzungen ihres Anteils an Neuprodukteinführungen in den Konsumgütermärkten reichen von 80-95%. Ein Problem, das fast immer mit der Einführung einer line extension verbunden sein dürfte, ist das der Kannibalisierung. Aber nicht nur der Umfang der Kannibalisierung ist für die Beurteilung von Produktstrategien von Bedeutung. Der Absatz eines jeden Produktes kann grundsätzlich in die drei Komponenten Kannibalisierung, Wettbewerbssubstitution und Neukäufer aufgespalten werden. Die Autoren stellen eine einfache Methode zur Dekomposition des line extension Absatzes vor. Die einzelnen Absatzkomponenten können mit Least Squares-Methoden empirisch gemessen werden. Eine Anwendung auf line extensions im Pharmamarkt demonstriert das Anwendungspotential des vorgeschlagenen Modells.

1 Problemstellung

Die Bedeutung von line extensions als produktpolitische Alternative ist nach wie vor ungebrochen. Die Schätzungen ihres Anteils an Neuprodukteinführungen in den Konsumgütermärkten reichen von 80-95%.¹ Dabei sollen jedoch nur 50-80% tatsächlich den erhofften wirtschaftlichen Erfolg bringen.² Unter einer *line extension* oder *Produktlinienerweiterung* verstehen wir ein Produkt, das in der *derselben Kategorie* wie die Muttermarke *eingeführt* wird. Die Neueinführung verbreitert oder vertieft die Produktlinie um eine zusätzliche Variante. Eine *brand extension* oder ein *Markentransfer* liegt vor, wenn das Neuprodukt unter dem *Namen* der *Muttermarke* auf den Markt gelangt. Allerdings sprechen wir auch bei Produkten von einem Markentransfer, die nicht in derselben Produktkategorie wie die Muttermarke eingeführt werden. Line extension und brand extension sind somit deckungsgleich, wenn das Neuprodukt unter dem Namen der Muttermarke und in derselben Produktkategorie auf den Markt gebracht wird. Wir folgen mit dieser Definition im wesentlichen dem Vorschlag von *Sattler* (1997), der unter dem Markentransfer die Übertragung eines etablierten Markenzeichens auf ein neues Produkt versteht. Erfolgt der Markentransfer zwischen Produkten der gleichen Produktkategorie, dann liegt nach Meinung des Autors eine line extension vor.³ Unsere Definition der line extension erfaßt darüber hinaus auch nicht markierte oder neu markierte Produkte. Denn Unternehmen erweitern ihre Produktlinie auch mit No Names oder Zweitmarken, um bspw. preissensitive Käufersegmente in einem Markt zu erschließen.

Die theoretische und empirische Literatur über Markentransfer und Produktlinienerweiterungen ist umfangreich.⁴ In den empirischen Studien wird definitorisch nicht immer klar zwischen diesen Produktstrategien getrennt. Ihre Ergebnisse können jedoch mit wenigen Ausnahmen auf die jeweils andere Strategie übertragen werden, da eine Identität von line extension und brand extension in der überwiegenden Zahl der Neueinführungen gegeben ist.⁵

Die Erweiterung der Produktlinie kann entscheidend dazu beitragen, den Marktanteil auszubauen und die Profitabilität des Unternehmens zu erhöhen.⁶ Dies läßt sich zum einen auf die Umsatzausweitung zurückführen, die aus der Erschließung neuer Käufersegmente resultiert. Zum anderen kann die Neueinführung dazu beitragen, den Bekanntheitsgrad und das Image

¹ Vgl. *Aaker* (1991); *Kim/Sullivan* (1998); *Rangaswamy/Burke/Oliva* (1993).

² Vgl. *Reddy/Holak/Bhat* (1994).

³ Vgl. *Sattler* (1997), S. 38; siehe auch *Kim/Sullivan* (1998).

⁴ Siehe u.a. *Aaker/Keller* (1990); *Boush/Loken* (1991); *Bottomley/Doyle* (1996); *Brockhoff* (1997); *Keller/Aaker* (1992); *Lane/Jacobson* (1995); *Moorthy/Png* (1992); *Roedder John/Loken/Joiner* (1998); *Sattler* (1997); *Smith/Park* (1992); *Sullivan* (1992); *Wernerfelt* (1988); *Wilson/Norton* (1989); *Simon* (1985).

⁵ Vgl. *Kim/Sullivan* (1998).

⁶ Vgl. *Kerkre/Srinivasan* (1990).

der Markenfamilie zu verbessern.⁷ Mit der Erweiterung einer Produktlinie lassen sich auch ganz erhebliche F&E- und Marketingaufwendungen einsparen, die sonst für die Entwicklung und Etablierung einer neuen Marke anfallen würden.⁸ Nach Aussagen des Vorstandsvorsitzenden des Volkswagenkonzerns, Ferdinand Piech, kostet die Schaffung einer neuen Marke in der Automobilindustrie rund DM 1.5 Milliarden.

Allerdings birgt die Extension-Strategie auch Gefahren in sich. So wird vor allem auf ihr Potential zur Verwässerung des Markenimage hingewiesen. Negative Effekte auf den Absatz der anderen Produkte in der Linie sind die Folge.⁹ Des weiteren kann die Ausweitung des Sortiments zu einer deutlichen Erhöhung der Komplexitätskosten in Produktion und Vertrieb führen. Ein Problem, das fast immer mit der Einführung einer line extension verbunden sein dürfte, ist das der Kannibalisierung. Die Bestimmung ihres Ausmaßes ist notwendig, um den Markterfolg des Neuproduktes auch unter Investitionsgesichtspunkten richtig einschätzen zu können.¹⁰

Aber nicht nur der Umfang der Kannibalisierung ist für die Beurteilung von Produktstrategien von Bedeutung. Der Absatz, der nicht von den markenloyalen Käufern stammt, läßt sich in zwei weitere Komponenten aufspalten, die durch das Markenwechselverhalten von Käufern innerhalb der Produktkategorie und den Wechsel von Käufern aus einer anderen Produktkategorie beschrieben werden. Die erste Komponente mißt den Umfang der Wettbewerbssubstitution, die zweite das Ausmaß der Marktexpansion.¹¹ Der Absatz eines jeden Produktes kann somit grundsätzlich in die drei Komponenten Kannibalisierung, Wettbewerbssubstitution und Neukäufer aufgespalten werden.¹²

Obwohl in vielen Marketinganwendungen Bezug auf diese Komponenten bzw. das hinter ihnen stehende Käuferverhalten genommen wird, ist den Autoren kein Ansatz bekannt, der die genannten Absatzanteile explizit und simultan mißt. Es existiert allerdings eine Reihe von

⁷ Vgl. *Aaker* (1990); *Lane/Jacobson* (1995).

⁸ Vgl. *Sattler* (1997); *Smith/Park* (1992).

⁹ Vgl. *Aaker* (1990); *Lane/Jacobson* (1995); *Loken/Roedder John* (1993).

¹⁰ Vgl. *Devinney/Stewart* (1988); *Kerin/Harvey/Rothe* (1978); *Lane/Jacobson* (1995); *Reddy/Holak/Bhat* (1994).

¹¹ Eine Kannibalisierung liegt aus Sicht des Unternehmens selbstverständlich auch vor, wenn es mit weiteren Produktlinien in derselben oder einer anderen Produktkategorie vertreten ist und Käufer dieser Produkte zum Neuprodukt wechseln. Wir beziehen die Kannibalisierung jedoch ausschließlich auf die der line extension zugrunde liegenden Produktlinie. Die Abgrenzung der Kannibalisierung ist ausschließlich definitorischer Natur und beeinflusst nicht die Herleitung unseres Modells.

¹² *Green* und *Krieger* (1987) definieren eine zusätzliche vierte Komponente des Produktabsatzes, die sich aus dem erhöhten Bedarf bestehender Nutzer ergibt. Allerdings stellt dieser Teil nur eine Untermenge der Wettbewerbssubstitution und Kannibalisierung dar, die das Modell um eine dynamische Komponente des Kaufverhaltens erweitert.

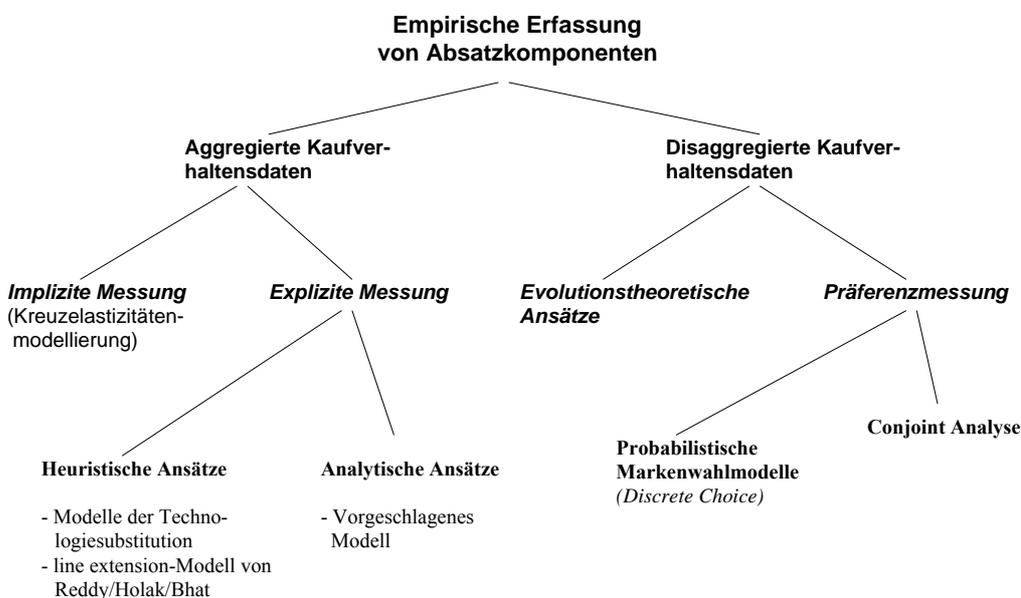
Arbeiten, die sich mit der Messung der einen oder anderen Komponente beschäftigen. Die Arbeiten lassen sich dabei unterschiedlichen Forschungstraditionen zuordnen.

2 Methoden zur Erfassung von Substitutions- und Neukäufereffekten in der Marketingforschung

2.1 Ansätze der disaggregierten Messung

Die Ansätze zur empirischen Erfassung von einzelnen Komponenten des Produktabsatzes lassen sich grundsätzlich nach dem Aggregationsgrad der Kaufverhaltensdaten in zwei Gruppen unterteilen (siehe *Abbildung 1*).

Abbildung 1: Überblick über Ansätze zur Modellierung von Absatzkomponenten



Auf der Ebene disaggregierter Kaufdaten steht die Modellierung von Substitutionseffekten in der Tradition der Präferenzmessung. Testmarktmodelle wie ASSESSOR greifen so zum Beispiel auf probabilistische Produktwahlmodelle vom Luce-Typ zurück, das die Kaufwahrscheinlichkeit eines Produktes aus dem Verhältnis seiner Nutzenbewertung zur Gesamtheit der Nutzenbewertung über alle Produkte ermittelt.¹³ Die Spezifikation eines logistisch verteilten Zufallselements in der Nutzenbewertung führt zum Multinomialen Logitmodell als wichtigsten Vertreter der Gruppe der discrete choice-Ansätze.¹⁴ Einen anderen Modellrahmen zur

¹³ Vgl. *Silk/Urban* (1978).

¹⁴ Vgl. *Corstjens/Gautschi* (1983).

Messung von Substitutionseffekten, die sowohl die Kannibalisierung als auch die Wettbewerbssubstitution umfassen, bietet die Conjoint Analyse.¹⁵ Über die Simulation von Marktanteilsverschiebungen aufgrund von Veränderungen in der Marktstruktur oder in den Produktkonzepten lassen sich die entsprechenden Substitutionseffekte ermitteln. Darüber hinaus liegt mit dem Modell von *Milne* und *Mason* (1990, 1994) ein evolutionstheoretischer Ansatz vor, der ebenfalls auf Kaufverhaltensdaten auf dem Individuallevel zurückgreift.

Die Modelle auf der Basis von Individualdaten überzeugen vor allem dadurch, daß sie die Absatzeffekte auf der disaggregierten Ebene erfassen, wo Substitutionsentscheidungen im einzelnen getroffen werden. Des weiteren lassen sich die Wirkungen von z.B. Marketinginstrumenten auf den Umfang der Substitution abbilden. Dies hat unter anderem direkte Konsequenzen für die Steuerung der Produktprogrammpolitik. Diese direkte Bindung der Substitutionseffekte an Stimuli von außen hat jedoch einen großen Nachteil. Das Ausmaß eines Substitutionseffekts läßt sich hiermit nur implizit messen, da er an die Veränderung des erklärenden Stimulus gebunden ist. Insbesondere kann anhand der Simulationsergebnisse für den Absatz eines Produktes nicht gezeigt werden, zu welchen Teilen er sich aus den unterschiedlichen Arten von Käufern zusammensetzt. Dies gilt zumindest für die weitaus bedeutenderen Ansätze der Präferenzmessung. Die Methoden der Präferenzmessung basieren darüber hinaus zu einem großen Teil nicht auf tatsächlichen Kaufentscheidungen, sondern nutzen Präferenzrangfolgen oder ähnliche Variablen als zu erklärende Kaufverhaltensgröße. Außerdem stammen die Individualdaten auf Primärerhebungen, die im Vergleich zu Sekundärdaten (z.B. in Form von Scannerdaten) teuer in der Durchführung sind, die Komplexität der realen Kaufentscheidungssituation nur unzureichend abbilden können und das Verhalten einer kleinen Gruppe von (potentiellen) Käufern untersuchen. Schließlich bieten die Ansätze der disaggregierten Messung keine Möglichkeit zur Bestimmung von Neukäufereffekten.

2.2 Ansätze der aggregierten Messung

Modelle zur Messung von Substitutionseffekten mittels aggregierter Kaufdaten stammen aus der Marktreaktionsmodellierung. Die substitutive Wirkung der Marketinginstrumente von Wettbewerbern auf den eigenen Absatz wird hier traditionell in Form von Kreuzelastizitäten gemessen. Dieser Forschungsstrang hat eine ganze Reihe von Modellvarianten mit unterschiedlichen Schwerpunkten hervorgebracht.¹⁶ Das Ausmaß der Wettbewerbssubstitution läßt

¹⁵ Vgl. z.B. *Bauer/Herrmann/Mengen* (1994); *Green/Krieger* (1987).

¹⁶ Vgl. u.a. *Carpenter et al.* (1988); *Carpenter/Hanssens* (1994); *Cooper/Nakanishi* (1988); *Hanssens/Parsons/Schultz* (1992); *Urban* (1969); *Wittink et al.* (1988).

sich implizit anhand von Veränderungen im Einsatz der Marketinginstrumente simulieren. Ein Modell, das auch den Umfang der Kannibalisierung über Kreuzelastizitäten mißt, stammt von *Bultez et al.*¹⁷

Eine explizite Messung der Substitutionswirkung am Beispiel der Kannibalisierung innerhalb eines Marktreaktionsmodells verwirklichen *Reddy, Holak* und *Bhat* (1994) mit ihrem Ansatz. Die Autoren untersuchen die Einflußfaktoren auf den Erfolg von line extensions im Zigarettenmarkt. Ihr Ansatz zur Modellierung des Umfangs des kannibalisierten Absatzes steht in der Tradition der Diffusionsmodelle der Technologiesubstitution.¹⁸ Der Kern dieser Modelle ist die Beschreibung simultaner Diffusions- und Substitutionsprozesse bei der Einführung nachfolgender Technologien, wobei hierunter technisch definierte Produktgenerationen wie Speicherchips oder Mikroprozessoren zu verstehen sind. Den Ausgangspunkt bildet das Grundmodell von *Bass* (1969), das per definitionem nur den Verlauf der Nachfrage von Erstkäufern abbildet. Die Modelle der Technologiesubstitution erweitern dieses durch die Einführung von Substitutionsparametern, die den beobachteten Absatz einer Produktgeneration explizit in die Komponenten Erstkauf und Technologiesubstitution aufspalten.

Die Ansätze der aggregierten Messung überzeugen vor allem dadurch, daß die Analyse auf Daten aus realen Kaufsituationen basiert, die häufig aus einer Totalerhebung stammen. Die externe Validität der Ergebnisse ist somit um ein Vielfaches höher im Vergleich zu den Methoden der disaggregierten Messung. Des weiteren können grundsätzlich markterweiternde Erstkäufereffekte erfaßt werden, die insbesondere in den Diffusionsmodellen eine überzeugende und allgemein akzeptierte theoretische Fundierung besitzen. Die Wirkung von Absatzinstrumenten auf Substitutionseffekte ist ebenfalls möglich und konstituiert das charakteristische Merkmal der Kreuzelastizitätenmodelle. Allerdings stellt die Kreuzelastizitätenmessung eine Form der impliziten Erfassung von Absatzkomponenten dar und führt zu den gleichen Problemen, wie sie bereits bei der Diskussion der Ansätze der disaggregierten Messung vorgetragen wurden. Die vollständige Dekomposition des beobachteten Absatzes kann nur über eine explizite Messung der entsprechenden Absatzeffekte erreicht werden.

Die Modelle der Technologiesubstitution stellen hier eine Alternative dar und überzeugen insbesondere durch ihre analytische Herleitung in der Tradition der Diffusionsmodellierung. Allerdings konzentrieren sie sich auf die Abbildung von Adoptionsprozessen ohne Wiederholungskäufe. Die Anwendungsbreite dieser Modelle ist damit sehr eingeschränkt. Die Modellierung des Substitutionskoeffizienten ist darüber hinaus heuristisch basiert.

¹⁷ Vgl. *Bultez et al.* (1989) sowie *Bultez/Gijsbrechts/Naert* (1995).

Diese Idee der Erfassung von Substitutionseffekten liegt auch dem Marktreaktionsmodell von *Reddy, Holak und Bhat* (1994) zugrunde, dessen Anwendung nicht auf Erstkäufe beschränkt ist. Das Modell stellt eine interessante Variante dar, den Absatz von Neuprodukten in seine Käuferbestandteile zu zerlegen. Jedoch lassen sich auch hier einige deutliche Schwächen identifizieren, die wir in der weiteren Diskussion näher herausstellen und durch einen neuen Modellvorschlag kompensieren wollen.

Unser Vorschlag stellt eine Methode dar, welche die *Anteile der Komponentenabsätze am Gesamtabsatz* einer line extension *direkt und simultan mißt*. Wenngleich wir das vorgeschlagene Modell auf Neuprodukteinführungen anwenden, so ist sein Einsatz nicht darauf beschränkt. Die Methode ist immer dann einsetzbar, wenn die Quellen einer Absatzgröße vollständig bekannt und isoliert meßbar sind. Das vorgeschlagene Modell soll insbesondere die Schwächen der bestehenden Ansätze der Modellierung von Substitutions- und Neukäufereffekten überwinden. Konkret werden folgende Ziele bei der Modellbildung angestrebt:

- vollständige Dekomposition des Absatzes in theoretisch beliebig viele Komponenten,
- robuste Modellierung der Absatzkomponenten, d.h. die Summe der geschätzten Komponentenabsätze entspricht genau dem beobachteten Gesamtabsatz des untersuchten Produktes,
- theoretische Fundierung (z.B. des Neukäuferabsatzes) und analytische Modellherleitung aus der einfachen Annahme der additiven Zerlegung des Absatzes in seine Komponenten,
- hohe externe Validität durch Totalerhebung der Daten in realen Kaufsituationen und
- Adaptionfähigkeit des Modells an vielfältige Anwendungssituationen und Untersuchungsfragestellungen (z.B. Abbildung der Substitutionswirkung von Absatzinstrumenten).

Im folgenden stellen wir den Ansatz von *Reddy, Holak und Bhat*, der unserem Vorschlag strukturell am nächsten steht, in seinen Grundzügen vor und diskutieren insbesondere die Schwierigkeiten dieses Modells bei der Umsetzung unserer Meßziele. In den darauffolgenden Abschnitten steht die Herleitung und theoretische Fundierung unseres Modellvorschlags im Vordergrund. Eine empirische Anwendung auf den Markt für Pharmazeutika soll im Anschluß an die Modellentwicklung das Anwendungspotential der Methode demonstrieren. Der Beitrag schließt mit einer Diskussion der Ergebnisse und den Grenzen des vorgeschlagenen Modells.

¹⁸ Vgl. *Mahajan/Muller* (1996); *Mahajan/Sharma/Buzzell* (1993); *Norton/Bass* (1987, 1992).

3 Die Dekomposition des Neuproduktabsatzes

3.1 Messung des kannibalisierten Absatzes im Modell von Reddy, Holak und Bhat

Die 1994 im *Journal of Marketing Research* veröffentlichte Arbeit von Reddy, Holak und Bhat, im weiteren als RHB-Modell abgekürzt, stellt einen innovativen Ansatz dar, den Einfluß mehrerer Faktoren auf den Marktanteilserfolg von line extensions im Zigarettenmarkt empirisch zu untersuchen. Um den Einfluß der postulierten Erfolgsfaktoren auf den Absatz einer line extension ohne die unerwünschten Auswirkungen auf den Absatz der Muttermarke messen zu können, schlagen die Autoren ein Modell vor, das den kannibalisierten Absatz explizit zu erfassen sucht. Der in der Periode t beobachtete Absatz Y einer line extension i wird hiernach in den kannibalisierten Absatz y_c und den verbleibenden Rest aufgespalten, den die Autoren als inkrementalen Absatz y_{IS} bezeichnen:¹⁹

$$(1) \quad Y_{it} = y_{(IS)it} + y_{(c)it}.$$

Da der kannibalisierte Absatz nicht beobachtbar ist, führen die Verfasser einen Substitutionskoeffizienten λ ein, der das Verhältnis von kannibalisiertem Absatz und beobachtetem Absatz der Muttermarke (ohne line extension Absatz) $Y_{(c)it}$ abbildet, d.h. $\lambda = \frac{y_{(c)it}}{Y_{(c)it}}$. Der inkrementale

Absatz ist eine Funktion der vermuteten Erfolgsfaktoren $f(\mathbf{Z})$, so daß (1) umgeschrieben werden kann zu:

$$(2) \quad Y_{it} = f(\mathbf{Z}_{it}) + \lambda Y_{(c)it}.$$

Auf dieser Basis läßt sich grundsätzlich ein lineares Regressionsmodell ableiten, das den kannibalisierten Absatz einer line extension in absoluter Höhe mißt:

$$(3) \quad Y_{it} = f(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{Z}_{it}) + \lambda Y_{(c)it} + u_{it}, \text{ mit } i = 1(1)N \text{ und } t = 1(1)T.$$

$\boldsymbol{\beta}$ beschreibt den Vektor der zu schätzenden Regressionskoeffizienten des Erfolgsfaktorenmodells und u_{it} den bekannten Störterm der Regression. N mißt die Anzahl der Produkte und T die Anzahl der Perioden für jedes i , wobei für den Zeitpunkt der Produkteinführung $t = 0$ gilt.

Ist $T_i = T_j$, dann liegt ein ausbalanciertes Stichprobendesign vor. Die Autoren bemerken weiterhin, daß die line extension-Marktsegmente sich in ihrem Volumen unterscheiden und daher über eine Marktanteilsformulierung standardisiert werden müssen, so daß die Produkte über die Segmente hinweg vergleichbar sind.

Das Regressionsmodell in (3) stellt nunmehr eine einfache Methode dar, um den kannelisierten Absatz eines Neuproduktes aus aggregierten Daten explizit zu schätzen. Allerdings ist dieser Ansatz mit einigen grundsätzlichen Schwächen behaftet, die wir im folgenden herausstellen wollen. Diese Schwächen resultieren im wesentlichen aus der Modellierung des Substitutionskoeffizienten, der den kannelisierten Absatz absolut bestimmt und ins Verhältnis zum Absatz der Muttermarke setzt. Niveauunterschiede in den Absatzvolumina sowohl der line extension als auch der Muttermarke üben hier einen verzerrenden Einfluß aus, der im Modell auch nicht durch die Standardisierung in Form von Marktanteilen kontrolliert werden kann. Diese eliminieren lediglich die Differenzen zwischen den Absatzvolumina der Marktsegmente.

Die Ausprägung von λ für eine line extension i hängt zum einen von der Höhe des kannelisierten Absatzes und zum anderen von der Höhe des Absatzes der Muttermarke ab, unabhängig davon, ob in Marktanteilen oder absoluten Größen gerechnet wird. Diese können innerhalb eines Marktes stark variieren. Die Schätzung von λ würde somit nicht ausschließlich die Kovarianz von Y und $Y_{(c)it}$ innerhalb der Zeitreihe eines Produktes berücksichtigen, sondern auch die Kovarianz, die aus den Niveauunterschieden der Absatzvolumina resultiert. Die Querschnittsvariation in einem Paneldatensatz ist aus Sicht einer erhöhten Schätzeffizienz zwar zu begrüßen, jedoch ist hier nicht ersichtlich, daß sie den Umfang der Kannelisierung in systematischer Weise erklärt. λ kann sehr unterschiedlich für eine einzelne line extension ausfallen und damit lediglich ungleiche Größenverhältnisse im Markt abbilden.

Man könnte nun mit einem auf den Paneldatencharakter abgestimmten Schätzansatz versuchen, diese Skalierungsunterschiede zu kontrollieren, um ein unverzerrtes durchschnittliches λ zu ermitteln. Der einfachste Weg bestände in einer vollständigen Flexibilisierung von λ über die Zeit und die line extensions, d.h. die Steigungsparameter der Regressionsfunktion würden über die N Produkte dummykodiert. Dieser Ansatz brächte jedoch keinen Gewinn in der Schätzeffizienz aus der Querschnittsvariation, da er identisch mit der separaten Schätzung einer jeden einzelnen Zeitreihe ist. Um diesen Verlust an Effizienz wieder auszugleichen,

¹⁹ Die Notation ist nicht identisch mit der in *Reddy/Holak/Bhat* (1994), sondern an die im weiteren verwendete Symbolik angepaßt.

müßten ausreichend lange Zeitreihen vorliegen. In diesem Fall stehen jedoch leistungsfähige Methoden der Zeitreihenanalyse, z.B. die Interventionsanalyse, zur Verfügung, die eine Dekomposition der Absatzzeitreihe auf anderem Wege erreichen.²⁰

Eine weitere Möglichkeit läge in der Verwendung eines Random Coefficient Modells, das die Annahme homogener Parametervektoren aufhebt.²¹ Das Modell aus (3) würde dann wie folgt verändert:

$$(4) \quad Y_{it} = f(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{Z}_{it}) + (\bar{\lambda} + \mu_i + \varepsilon_t) Y_{(c)it} + u_{it}, \text{ mit } \mu_i \text{ und } \varepsilon_t \text{ i.i.d. } N(0, \sigma^2)$$

sowie $\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_t) = \text{cov}(\mu_i, u_{it}) = \text{cov}(\varepsilon_t, u_{it}) = 0$.

Die Variablen μ_i und ε_t bilden die zufälligen Abweichungen von λ über die cross-sections und die Zeit ab, wobei sie einer Normalverteilung mit einem Mittelwert von Null und einer Varianz σ_i^2 bzw. σ_t^2 entstammen. Der Substitutionskoeffizient variiert hier zufällig über die line extensions und die Zeit. Eine statistische Verallgemeinerung wird über den Mittelwert der multivariaten Verteilung angestrebt. Treffen die Annahmen über die Stochastik des Parametervektors zu, dann existiert ein Schätzer, der unter der Normalverteilungsannahme linear, unverzerrt und effizient ist.²² Für andere Verteilungen des Koeffizientenvektors müssen diese Eigenschaften jedoch nicht mehr gelten, und es muß ein anderer Schätzer gefunden werden. Darüber hinaus sind der Anwendung des Random Coefficient Modells aufgrund des zweistufigen Schätzverfahrens, das für jedes i und t im ersten Schritt eine separate Ordinary Least Squares (OLS)-Regression vornimmt, technische Grenzen gesetzt. Mit wachsendem Prediktorset steigt die Gefahr, daß die Parameter in den einzelnen Regressionen wegen zunehmender Multikollinearität nicht identifiziert werden können.²³ Auch sollte die Bestimmung der Lageparameter der Verteilungen auf einer sinnvoll großen Anzahl an Datenpunkten, sprich line extensions und Perioden, basieren, um zu präzisen Schätzungen des Mittelwerts zu gelangen. Diese Anforderungen sind in der Summe oft so restriktiv, daß die Anwendung des Random Coefficient Ansatzes eher selten zu zufriedenstellenden Ergebnissen führt.

Die unverzerrte und präzise Schätzung des kannibalisierten Absatzes auf der Basis von absoluten Absatzgrößen wirft offensichtlich einige größere Schwierigkeiten auf. Selbst wenn die

²⁰ Vgl. Reddy/Holak/Bhat (1994).

²¹ Vgl. z.B. Baltagi (1995) und Greene (1997).

²² Vgl. Hsiao (1975).

²³ Dies gilt insbesondere bei nicht ausbalancierten Stichprobendesigns, in denen für manche Fälle nur wenige Beobachtungsperioden zur Verfügung stehen.

Schätzung unter Anwendung eines adäquaten Verfahrens zu akzeptablen Ergebnissen führte, würde man an eine entscheidende Grenze der theoretischen Modellformulierung stoßen. Mit Hilfe des empirisch ermittelten Substitutionskoeffizienten λ läßt sich anhand des beobachteten Absatzes der Muttermarke einer line extension deren kannibalisierter Absatz in einer Periode t schätzen. Es ist jedoch nicht garantiert, daß diese Schätzung die Ausgangsbedingung der Absatzdekomposition in (1) erfüllt. In Abhängigkeit von λ und dem Absatz der Muttermarke ist es durchaus möglich, daß der auf Basis von λ geschätzte kannibalisierte Absatz in einer Periode den beobachteten Gesamtabsatz einer line extension übersteigt. Diese Gefahr ist umso höher, je größer die Heterogenität der in einer Stichprobe erfaßten Produkte ist, auf der die Schätzung von λ beruht. Ist man darüber hinaus nicht nur an der direkten Ermittlung des kannibalisierten Absatzes, sondern auch des inkrementalen Absatz interessiert, verschärft sich dieses Problem. Die Identität aus (1) wird hier wohl nur in Ausnahmefällen durch die geschätzten Absatzkomponenten erfüllt sein. Das RHB-Modell ist gegen solche Verletzungen nicht robust, was einen deutlichen Schwachpunkt darstellt.

Ein Ausweg besteht in der Entwicklung eines Modells, das die Anteile der Absatzkomponenten in das Zentrum der Schätzung stellt. Sofern sichergestellt ist, daß die empirisch ermittelten Anteile sich auf eins addieren, ist die Identität der Gleichung (1) immer erfüllt. Die auf der Basis der geschätzten Anteile ermittelten absoluten Absatzkomponenten in einer Periode ergeben in der Summe tatsächlich den beobachteten line extension Absatz. Wir wollen im folgenden ein Modell vorstellen, das dieser Anforderung genügt und darüber hinaus vergleichsweise weniger Restriktionen für die effiziente Schätzung der Parameter setzt.

3.2 Ein Modell zur vollständigen Dekomposition des Absatzes auf der Basis von Wachstumsraten

3.2.1 Bestimmung der Anteile der Absatzkomponenten

Der Absatz einer line extension sei in allgemeiner Form als Funktion einer zu definierenden Menge von Einflußgrößen \mathbf{Z} definiert:

$$(5) \quad Y = g(\mathbf{Z}), \text{ mit } \mathbf{Z} = [z_1, z_2, \dots, z_K].$$

Eine infinitesimale Änderung von Y ist dann gegeben durch das totale Differential:

$$(6) \quad dY = \sum_{k=1}^K \frac{\partial Y}{\partial z_k} dz_k.$$

Dividieren durch Y und Erweitern der Terme auf der rechten Seite von (6) führt zu

$$(7) \quad \frac{dY}{Y} = \sum_{k=1}^K \frac{\partial Y}{\partial z_k} \cdot \frac{z_k}{Y} \cdot \frac{dz_k}{z_k},$$

was äquivalent zu einer Darstellung in Wachstumsraten ρ und Elastizitäten ε ist

$$(8) \quad \rho_Y = \sum_{k=1}^K \varepsilon_k \rho_{z_k}.$$

Sei nun im folgenden in Anlehnung an Gleichung (1) das Set der Einflußfaktoren vollständig durch die Komponenten des line extension Absatzes beschrieben, das heißt $\mathbf{Z} = [y_p, y_c, y_s]$. Dabei bezeichnet y_p den Absatz durch Neukäufer, y_c bekanntlich den Absatz durch Kannibalisierung und y_s den Absatz durch Wettbewerbssubstitution. Der Absatz der line extension ist dann einfach die Summe der drei Komponenten

$$(9) \quad Y = g(\mathbf{Z}) = y_p + y_c + y_s,$$

so daß sich unter Verwendung von (8) die Wachstumsrate des line extension Absatzes als gewichteter Durchschnitt der Wachstumsraten der Komponentenabsätze herleiten läßt. Die Gewichte w sind dabei durch den Anteil definiert, welcher der jeweiligen Komponente am Gesamtabsatz zukommt.

$$(10) \quad \rho_Y = w_p \rho_{y_p} + w_c \rho_{y_c} + w_s \rho_{y_s}, \text{ wobei } w_p = \frac{y_p}{Y}, \quad w_c = \frac{y_c}{Y} \quad \text{und} \quad w_s = \frac{y_s}{Y}.$$

Sofern Zeitreihendaten mit nicht zu großer Periodenlänge vorliegen, steht einer ökonometrischen Messung der Komponentenanteile prinzipiell nichts im Wege. Allerdings sind die unabhängigen Variablen auf der rechten Seite von (10) noch unbekannt. Unter gewissen Annahmen können wir sie durch die Wachstumsraten ihrer Absatzquelle ersetzen, was im fol-

genden beispielhaft anhand der Kannibalisierung gezeigt werden soll. Wir greifen hierbei auf das RHB-Modell mit der Einführung eines Kannibalisierungskoeffizienten γ_c zurück, der sich jedoch in seiner Herleitung und Interpretation vom Substitutionskoeffizienten λ des RHB-Modells unterscheidet.

3.2.2 Modellierung der Substitutionskoeffizienten am Beispiel der Kannibalisierung

Reddy, Holak und Bhat bezeichnen λ als eine Schätzung „... of the extent to which the new extensions cannibalized the parent brand sales“.²⁴ Die Modellierung ihres Substitutionskoeffizienten ist dabei an den tatsächlich realisierten Absatz der Muttermarke gebunden. In welchem Ausmaß die line extension die Muttermarke kannibalisiert, sollte u. E. jedoch in Bezug auf den gedachten bzw. theoretischen Absatz der Muttermarke Y_c^T beurteilt werden, wenn die line extension nicht eingeführt worden wäre. Wir definieren den Kannibalisierungskoeffizienten γ_c daher wie folgt:

$$(11) \quad \gamma_c = \frac{y_c}{Y_c^T}.$$

Der durch die line extension in t kannibalisierte Absatz entspricht der Differenz zwischen dem theoretischen Absatz der Muttermarke und ihrem tatsächlich realisierten Absatz:

$$(12) \quad y_{(c)t} = Y_{(c)t}^T - Y_{(c)t}.$$

Weiterhin können theoretischer und tatsächlicher Absatz auf einfache Weise funktional verknüpft werden:

$$(13) \quad Y_{(c)t}^T = f(Y_{(c)t}) = \kappa_{(c)t} Y_{(c)t},$$

so daß sich (12) vereinfachen läßt zu

$$(14) \quad y_{(c)t} = (\kappa_{(c)t} - 1) Y_{(c)t}.$$

²⁴ Reddy/Holak/Bhat (1994), S. 255.

Der Ausdruck $\kappa_{(c)} - 1$ mißt den relativen Anteil des kannibalisierten Absatzes in Bezug auf den beobachteten Absatz der Muttermarke und entspricht dem Substitutionskoeffizienten λ des RHB-Modells. Er hat jedoch keine inhaltliche Aussage, sondern beschreibt nur einen funktionalen Zusammenhang zwischen zwei Größen. Dagegen ist der in (11) definierte Kannibalisierungskoeffizient konsistent mit dem, was wir unter dem Ausmaß an Kannibalisierung der Muttermarke verstehen. Er mißt den Absatzverlust der Muttermarke, der auf die Einführung der line extension zurückzuführen ist, in Bezug auf ihren sonst erreichbaren Absatz. Gleichwohl gilt unter Berücksichtigung von (11), (13) und (14) die Beziehung:

$$(15) \quad \gamma_c = \frac{\kappa_c - 1}{\kappa_c}.^{25}$$

Man kann nun davon ausgehen, daß das relative Ausmaß der Kannibalisierung über kurze Zeiträume konstant ist, d.h. es gilt $\kappa_{(c)t} = \kappa_{(c)t-1} + \eta_t$ mit $\eta_t \rightarrow 0$. Für die Gültigkeit dieser Annahme spricht vor allem die Trägheit ökonomischer Anpassungsprozesse. Eine Beurteilung ist jedoch abhängig von der Art des Produktes und der Periodenlänge t . Das Beobachtungsintervall der empirischen Daten sollte nicht länger als die Zeitspanne bis zum Wiederkauf sein. Für $\eta_t \rightarrow 0$ folgt unter Berücksichtigung von (14) für die Wachstumsrate des kannibalisierten Absatzes $\rho_{(y_c)t} = \rho_{(Y_c)t}$, denn wegen $\frac{d\kappa_c(t)}{dt} = 0$ gilt:

$$(16) \quad \frac{dy_c(t)}{dt} \frac{1}{y_{(c)t}} = \frac{\frac{d\kappa_c(t)}{dt} \cdot Y_c(t) + [\kappa_c(t) - 1] \cdot \frac{dY_c(t)}{dt}}{[\kappa_c(t) - 1] \cdot Y_c(t)} = \frac{dY_c(t)}{dt} \frac{1}{Y_c(t)}.$$

Die Wachstumsrate des Absatzes der Muttermarke fließt nunmehr als Variable zur Bestimmung des Kannibalisierungsanteils in Gleichung (6) ein. Gleiches gilt für den Koeffizienten der Wettbewerbssubstitution. Der kumulierte Absatz der relevanten Wettbewerbsprodukte bildet hier die Grundlage für die Messung der entsprechenden unabhängigen Variable.

²⁵ Die in Reddy/Holak/Bhat (1994) ermittelten Ausmaße der Kannibalisierung sind somit überschätzt, denn aus

$$\lambda = \kappa_c - 1 \text{ folgt } \gamma_c = \frac{\lambda}{\lambda + 1} \quad \forall \lambda > 0.$$

3.2.3 Messung des Neukäuferabsatzes

Prinzipiell ist eine solche Operationalisierung auch für die Variable möglich, die zur Messung des Anteils an Neukäufern herangezogen wird. Allerdings ist es sehr schwierig, sämtliche Produktklassen, aus denen Käufer gewonnen werden, a priori zu bestimmen. Selbst wenn dies gelingen sollte, liegen oft keine Daten aus allen relevanten Märkten vor. Diese Fallstricke lassen sich jedoch umgehen, wenn man den Absatz durch Neukäufer in der Tradition der Produktlebenszyklus- und Diffusionstheorie als Wachstumsfunktion modelliert.

In der Literatur werden mehrere Funktionen diskutiert, die ökonomische Wachstumsprozesse abbilden.²⁶ Die vorgeschlagenen Modelle unterscheiden sich in ihrer Fähigkeit, unterschiedliche Wachstumsmuster erfassen zu können. Ideal ist ein flexibler Funktionstyp, der in Abhängigkeit von der Parameterbesetzung vielfältige Absatzverläufe abbildet. Eine solche flexible Wachstumsfunktion wurde von *de Kluyver* (1977) vorgeschlagen und besitzt folgendes Aussehen:

$$(17) \quad y(t) = at^b e^{(ct+dt^2+ft^3)}.$$

Die Funktion in (17) weist mehrere günstige Eigenschaften auf. Für den Fall $c = d = f = 0$ wird ein nichtlinearer Verlauf erfaßt, der für $b < 0$ einen sich beschleunigenden Schrumpfungsprozeß abbildet, für $0 < b < 1$ ein Wachstum mit abnehmenden Skalenerträgen und für $b > 1$ ein Wachstum mit zunehmenden Skalenerträgen darstellt. Ist dagegen $b = f = 0$, dann erhält man für $c > 0$ und $d < 0$ die bekannte Gauß'sche Glockenkurve, welche als Verlauf den Grundmodellen der Produktlebenszyklus- und Diffusionstheorie zugrunde liegt.²⁷

Die Funktion besitzt für $t^* = -\frac{c}{2d}$ ein globales Maximum, wobei ihr Verlauf um diesen Punkt symmetrisch ist. Die Symmetrieeigenschaft gilt auch für die Lage der Wendepunkte, die den S-förmigen Verlauf vor und nach dem Maximum bedingen. Die Glockenform wurde in einer Vielzahl von empirischen Studien als adäquates Modell der Absatzentwicklung eines Neuprodukts bestätigt.²⁸

Allerdings wurde in mehreren empirischen Studien nachgewiesen, daß Diffusions- und Produktlebenszyklusverläufe weder symmetrisch in Bezug auf die Lage des Maximums noch der

²⁶ Vgl. z.B. *Brockhoff* (1967); *Kalyanaram/Urban* (1992); *de Kluyver* (1977); *Lilien/Kotler/Moorthy* (1992); *Saunders* (1987).

²⁷ Vgl. *Bass* (1969); *Mahajan/Muller/Bass* (1990); *Rink/Swan* (1979); *Wind* (1982).

Wendepunkte sein können.²⁹ Eine Flexibilisierung des Funktionsverhaltens in dieser Hinsicht läßt sich durch Aufhebung der Restriktion $b = 0$ erreichen. In Abhängigkeit von den Parameterwerten können die Wachstumsprozesse schneller oder langsamer verlaufen. Das Maximum wird früher oder später erreicht.³⁰ Hebt man nun noch die Restriktion $f = 0$ auf, dann lassen sich bei geeigneter Parameterwahl auch zwei Wachstumszyklen für ein Produkt abbilden. Solch ein Verlauf ist z.B. typisch für Produkte, die in der Degenerationsphase einen neuen Wachstumsschub durch einen Relaunch erhalten. Mathematisch ließe sich die Funktion durch die Erhöhung des Polynomisierungsgrades problemlos weiter flexibilisieren. Jedoch wird es zunehmend schwieriger, den Zuwachs an Komplexität auch hinreichend theoretisch zu begründen. Darüber hinaus verschärft sich das Problem der Multikollinearität bei einer ökonometrischen Schätzung. Das Ausmaß an Kollinearität steigt mit der Erhöhung des Polynomisierungsgrades erheblich an.

Wie erachten einen Verlauf mit zwei Wachstumszyklen als eher unrealistisch für die Entwicklung des Neukäuferabsatzes einer line extension und plädieren nicht zuletzt aus Gründen der Modelleinfachheit und -schätzbarkeit für ein Modell des Neukäuferabsatzverlaufs, das auf den Parameter f verzichtet. Außerdem gestalten wir die Anfangsbedingung $y(t=0) = a$ für (17) realistischer, indem gelten soll $y(t=0) = 0$:

$$(18) \quad y_p(t) = at^b e^{(ct+dt^2)} - a.$$

Der Neukäuferabsatz im Modell kann sich nun in Abhängigkeit von den geschätzten Parameterwerten in (18) auf sehr unterschiedliche Weise entwickeln. Bis auf einen linearen Verlauf sind die häufigsten Wachstumsmuster der empirischen Diffusions- und Produktlebenszyklusforschung erfaßt. Allerdings ist allgemein bekannt, daß ökonomische Wachstumsprozesse in der Regel nichtlinear verlaufen. Die kontinuierliche Wachstumsrate für (18) kann wie folgt ermittelt werden:

²⁸ Für einen Überblick über die Arbeiten zur Diffusionstheorie vgl. *Mahajan/Muller/Bass* (1990), bezüglich des Produktlebenszykluskonzepts vgl. *Rink/Swan* (1979).

²⁹ Vgl. z.B. *Easingwood* (1983) und *de Kluyver* (1977).

³⁰ Vgl. genauer und zu empirischen Beispielen *Bauer/Fischer* (1998); *Brockhoff* (1967) und *de Kluyver* (1977).

$$(19) \quad \rho_{(y_p)_t} = c + b \frac{1}{t} + 2dt \text{ gilt.}^{31}$$

Das lineare Modell aus (6) ist nun vollständig in beobachtbaren Variablen spezifiziert und kann grundsätzlich mit einer Least Squares-Methode geschätzt werden. Man erkennt leicht, daß sich unser Modell auch problemlos erweitern ließe, um den Umfang einer Absatzkomponente durch das Wirken von Einflußfaktoren wie den Einsatz der Marketinginstrumente systematisch zu erklären. Die betreffende Absatzkomponente würde durch eine adäquate Prozeßfunktion zur Abbildung der postulierten Zusammenhänge ersetzt werden.

4 Eine empirische Studie im Pharmamarkt

4.1 Datengrundlage

Der Pharmamarkt bietet ein interessantes empirisches Anwendungsfeld für die vorgestellte Methode. Umsatz- und Absatzdaten liegen weltweit praktisch für alle Produktmärkte vor. Line extensions sind darüber hinaus eine bedeutende produktpolitische Alternative. Ungefähr 90% der Produktneueinführungen (ohne Generikaeinführungen) sind Erweiterungen der Produktlinie. Man kann hier - von Maßnahmen der Verpackungsgestaltung abgesehen - drei Handlungsalternativen mit abnehmendem Innovations- und Investitionsgrad unterscheiden:

- (a) die Kombination mit einem Wirkstoff aus einer anderen Produktklasse,
- (b) die Veränderung der Darreichungsform und
- (c) die Veränderung der Dosierungsstärke.

Uns lagen Absatzquartalsdaten für zwei Produktmärkte aus dem Herz-Kreislauf-Bereich und für einen Produktmarkt aus dem Magen-Darm-Bereich der Jahre 1987-1997 vor. Die Daten stammen dabei aus Deutschland, Frankreich, Italien und Großbritannien. Wir suchten nach line extensions, die seit mindestens 17 Quartalen im Markt sind, das heißt vor dem 01.01.1992 eingeführt wurden. Die erste Berichtsperiode ließ sich nicht für die Modellschätzung verwenden, da die Produkte nicht zwangsläufig am ersten Tag eines Quartals eingeführt wurden. Die Aggregation über die Monate im Einführungsquartal wäre nicht mehr vergleichbar. Wir schätzen also die Anteile der Absatzkomponenten für die ersten vier Jahre nach dem Einführungsquartal. Die Produkte wurden zufällig aus der nach Firmenabsatzmarktanteilen geschichteten Grundgesamtheit ausgewählt. Der Absatz wird in sog. Standard Units, das heißt in

³¹ Die Wachstumsrate für die Funktion in (17) ließe sich analog ableiten: $\rho_{(y_p)_t} = c + b \frac{1}{t} + 2dt + 3ft^2$.

kleinsten Therapieeinheiten (Tablette, Dragee etc.) gemessen. Des weiteren übernehmen wir die international anerkannte Produktklassenabgrenzung der *European Pharmaceutical Market Research Association* (EPHRA).

Die Stichprobe erfaßt im Ergebnis 64 line extensions ($N \times T = 1024$). Ihre wirtschaftliche Bedeutung ist hoch. Im Beobachtungszeitraum 1987-1997 vereinten die untersuchten Produkte \$ 4.3 Mrd. oder 11.4% des in den Produktmärkten erzielten Umsatzes auf sich. Die Fälle sind gleichmäßig über die vier Länder verteilt. Unter ihnen befinden sich 16 Kombinationspräparate, 30 neue Darreichungsformen und 18 neue Dosierungen.

4.2 Formulierung des Regressionsmodells

Wir schätzen unter Rückgriff auf (6) und (19) folgendes lineare Regressionsmodell:

$$(20) \quad \rho_{(Y)it} = \alpha + w_p \left(c + b \frac{1}{t} + 2dt \right) + w_c \rho_{(Y_c)it} + w_s \rho_{(Y_s)it} + \sum_{k=1}^3 \delta_k SD_{kit} + u_{it} .$$

SD bezeichnet dabei eine Saisondummyvariable und δ den entsprechenden Koeffizienten. Saisoneffekte für den Absatz von Pharmazeutika sind in der Branche bekannt und können z.B. durch eine jahreszeitabhängige Häufung von Krankheiten, die Verteilung von Urlaubszeiten oder die Abrechnungsmodi der Gesundheitssysteme bedingt sein. Für den vorliegenden Datensatz konnten wir signifikante Saisoneinflüsse ermitteln, die mit der Erfahrung der befragten Manager übereinstimmen. α ist Bestandteil der Regressionskonstante ($= \alpha + w_p c$) und repräsentiert den Basiseffekt für das vierte Quartal, welches aus Gründen der Modellidentifikation nicht über eine vierte Saisondummyvariable berücksichtigt werden kann.³²

Gleichung (20) spezifiziert einen homogenen Parametervektor über alle Produkte, sprich cross-sections, und Perioden. Das Zusammenfassen von Zeitreihen und cross-sections bringt, wie bereits in der Diskussion des RHB-Modells erwähnt, wesentliche Vorteile. Die Schätzeffizienz steigt durch die Erhöhung der Anzahl der Freiheitsgrade. Außerdem sinkt die Gefahr einer unpräzisen Schätzung der Standardfehler aufgrund von Multikollinearität. Die Variation der Variablen über die cross-sections und die Zeit hinweg integriert darüber hinaus zwei un-

³² Die Verwendung von Saisonvariablen ist sicherlich nicht unumstritten. In Abhängigkeit von der Interpretation ihrer Bedeutung für die Modellschätzung läßt sich die Berücksichtigung von Saisoneffekten befürworten oder ablehnen. Wir betrachten die saisonalen Effekte als ein der Autokorrelation vergleichbares typisches Phänomen, das systematisch bei der Verwendung von Zeitreihendaten auftritt und in unzähligen empirischen Anwendungen dokumentiert ist. Insofern plädieren wir für ihre Aufnahme in das Modell allein aus Gründen der Schätzeffizienz. Zum Vergleich haben wir sämtliche nachfolgend beschriebenen Modellvarianten auch ohne Saisonvariablen geschätzt. Die Ergebnisse wiesen nur geringe Abweichungen sowohl bezüglich der Koeffizientenschätzungen als auch der Anpassungsgüte auf.

terschiedliche Varianzquellen. Solange die Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells erfüllt sind, ist die OLS-Schätzung des gesamten Datensatzes linear, unverzerrt sowie varianzminimal und deutlich effizienter als die separate Regression für jede einzelne cross-section.

Allerdings ist die Annahme homogener Parameter in einem Panel nur selten erfüllt. Wird sie bei der Schätzung nicht beachtet, können verzerrte und/oder nicht varianzminimale Parameterschätzungen resultieren.³³ Schätzmethoden für Paneldaten wie das Fixed Effects Modell (FE-Modell) oder das Random Effects Modell (RE-Modell) stellen in diesem Fall eine adäquate Alternative dar.

Eine verzerrungsfreie Schätzung der Parameter hängt außerdem davon ab, ob alle relevanten Variablen erfaßt sind. Für das vorliegende Modell führt dies zu der Forderung nach einer sinnvollen Marktabgrenzung, die alle Quellen des line extension Absatzes ermittelt.³⁴ Die Quelle für den kannibalisierten Anteil ist in diesem Zusammenhang am präzisesten definiert. Relevant ist der Absatz der restlichen Produkte in der Produktlinie. Für die Schätzung des Anteils durch Wettbewerbssubstitution benötigt man den aggregierten Absatz aller relevanten Wettbewerbsprodukte. Angesichts der anerkannten Produktmarktdefinition durch die EPhM-RA stellt dies prinzipiell kein ernsthaftes Problem dar.

4.3 Modellschätzung

Wir trennen bei der Modellschätzung nach der Art der line extension. Mit abnehmendem Innovationsgrad dürfte die Attraktivität für einen Markenwechsel sinken und der Anteil der Kannibalisierung steigen. Erstverordner in einer Produktklasse lassen sich nur mit einem wirklich innovativen Produktversprechen gewinnen. Wir können dies allenfalls für die Kombinationspräparate annehmen. Die deutlichen Unterschiede in den Parameterschätzungen, die sich mit dem Chow-Test inferenzstatistisch überprüfen lassen, bestätigen diese Überlegungen. Der Test war in allen drei Vergleichsfällen signifikant: $F_1(5, 630) = 10.65$ ($p < .01$), $F_2(5, 462) = 10.11$ ($p < .01$) und $F_3(2, 662) = 4.08$ ($p < .05$).^{35, 36}

³³ Vgl. *Bass/Wittink* (1975); *Hsiao* (1986).

³⁴ Zu den Problemen der Marktabgrenzung vgl. genauer *Bauer* (1989).

³⁵ Vgl. *Chow* (1960). Der Vergleich beruht auf FE-Modellen mit autokorrelierten Residuen.

³⁶ Das Zusammenfassen der untersuchten Produkte in den drei Gruppen in Abhängigkeit vom Innovationsgrad ist nach strengen statistischen Kriterien nur zulässig, wenn die Homogenität der Koeffizientenvektoren tatsächlich gegeben ist. Ansonsten sind die Ergebnisse der Schätzung verzerrt, und jede Zeitreihe eines Produktes müßte separat geschätzt werden. Aufgrund der begrenzten Länge der vorliegenden Zeitreihen würde dies jedoch zu sehr instabilen Schätzungen führen, so daß wir für eine Erhöhung der Fallzahl durch die inhaltliche Zusammenfassung der Produkte plädieren und mögliche verzerrende Einflüsse durch einen fixed effects- bzw. random effects-Ansatz zu kontrollieren versuchen. Dieser trade off zwischen Erhöhung des Datenvo-

Wir schätzen für jede Unterstichprobe zwei Varianten eines FE- und RE-Modells mittels Generalized Least Squares (GLS).³⁷ Im ersten Fall werden nur Gruppeneffekte mit autokorrelierten Residuen gemessen. Der zweite Fall erfaßt hingegen sowohl Gruppeneffekte als auch Periodeneffekte. Da in den Modellen mit Autokorrelation die erste Periode durch Differenzbildung entfällt, basieren alle Schätzungen auf den Zeitreihen der Wachstumsraten ohne diese Periode.³⁸

Des Weiteren muß bei der Schätzung darauf geachtet werden, daß die Identitätsbedingung für die Dekomposition des Absatzes, $w_p + w_c + w_s = 1$, nicht verletzt ist. Für den Fall $w_p > 0$ folgt $w_c + w_s < 1$. Sonst gilt $w_c + w_s = 1$. Bei den Kombinationsprodukten war in allen FE- und RE-Modellen die Summe der geschätzten Kannibalisierung- und Wettbewerbssubstitutionsanteile kleiner als eins. Die Koeffizienten der Wachstumsparameter und der Regressionskonstante wiesen signifikant verschiedene Werte von Null auf. Die Identitätsbedingung ist somit nicht verletzt, wenn der Anteil des Neukäuferabsatzes aus $1 - \hat{w}_c - \hat{w}_s$ ermittelt wird. Allerdings können wir keinen Test anführen, der diese Restriktion inferenzstatistisch überprüft, da \hat{w}_p im Modell nicht isoliert geschätzt wird.

Dagegen war in den freien Schätzungen der FE- und RE-Modelle für die verbleibenden zwei line extension Arten die Summe der geschätzten Anteile aus Kannibalisierung und Wettbewerbssubstitution immer geringfügig größer als eins. Die Erfüllung der Identitätsbedingung läßt sich hier über ein restringiertes Regressionsmodell sicherstellen, dessen Konsistenz mit dem zugrunde liegenden Datensatz anhand eines F -Tests auf lineare Restriktionen inferenzstatistisch überprüft werden kann. In den FE-Modellen lassen sich die linearen Restriktionen direkt in den Schätzer einbauen, was zu einem sogenannten Restricted Least Squares (RLS)-Schätzansatz führt.³⁹ Für die RE-Modelle ist dies nicht möglich. Die Restriktionen

lumen und den möglichen verzerrenden Einflüssen ist u.E. angemessen und entspricht dem Vorgehen zahlreicher anderer Autoren. Vgl. bspw. *Reddy/Holak/Bhat* (1994) und die dort angegebene Literatur.

³⁷ Siehe im Anhang unter (a) und (b) für die Herleitung der entsprechenden Schätzer.

³⁸ Die Spezifikation unseres theoretischen Modells nimmt statische Komponentenanteile an. Prinzipiell ließe sich jedoch auch eine Veränderung von w in Abhängigkeit von der Zeit formulieren. Wir ersetzen daraufhin die Parameter durch zwei dynamische Prozeßfunktionen: (1) $w = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2$ und (2) $w = \beta_0 + \beta_1 \log t$. Statistische Tests (F-Test, Likelihood Ratio-Test) für sogenannte *nested models* lehnten diese Modellerweiterungen jedoch ab.

³⁹ Siehe im Anhang unter (c) für die Herleitung des entsprechenden Schätzers. Die linearen Restriktionen ließen sich auch allgemeiner als Ungleichung formulieren, d.h. $w_p \geq 0$ und $w_c + w_s \leq 1$. Das Least Squares-Matrixoptimierungsproblem würde dann nach dem Kuhn-Tucker-Ansatz gelöst werden. Die Berechnungen sind jedoch sehr viel komplexer als im Fall linear-bindender Restriktionen. Insbesondere besteht nur in einigen Spezialfällen Klarheit über die Verteilungseigenschaften der resultierenden Schätzer. Für den vorliegenden Datensatz war der Summe der unrestringierten Koeffizientenschätzungen der Komponentenabsatzanteile immer größer als eins. In diesem Fall liegen die Schätzungen unter der Restriktion $w_c + w_s \leq 1$ am Rand des

können nur durch eine Umformung der Regressionsgleichung berücksichtigt werden. Eine solche Umformung läßt sich für unser Modell jedoch problemlos durchführen.⁴⁰

Welcher der beiden Paneldatenschätzansätze, FE-Modell oder RE-Modell, in der vorliegenden Problemstellung vorzuziehen sei, ist primär eine konzeptionelle Fragestellung. Abweichungen in der Regressionskonstante werden im FE-Modell als systematische Unterschiede zwischen den cross-sections oder Perioden erklärt. Repräsentieren sie jedoch den Netto-Einfluß nicht im Modell erfaßter Variablen im Verständnis des klassischen Störterms, so entspricht dies den Annahmen des RE-Modells.⁴¹ Wir können für die untersuchten Produkte per se keine Erklärungen für systematische Unterschiede anbieten, die einen FE-Ansatz stützen würden. Mit dem Hausman-Spezifikationstest läßt sich jedoch überprüfen, welche der beiden Annahmen aus statistischer Sicht für einen Datensatz zutreffend ist.⁴² Im Ergebnis können nur für neue Dosierungen die Annahmen des RE-Modells abgelehnt werden ($H = 11.65, p = .02$). Für Kombinationspräparate ($H = 4.11, p = .77$) sowie neue Darreichungen ($H = 1.00, p = .91$) wird die Nullhypothese einer stochastischen Regressionskonstante dagegen nicht verworfen. Innerhalb einer Klasse von line extensions schätzen wir schließlich je zwei Modelle (autokorrelierte Residuen vs. Periodeneffekte), die sich nach Auswertung des Hausman-Tests dem RE- oder dem FE-Ansatz zuordnen lassen und bei Bedarf lineare Restriktionen berücksichtigen. Unter diesen verbleibenden zwei Modellvarianten je Unterstichprobe wählen wir diejenige aus, welche die beste Anpassung der prognostizierten an die tatsächlichen Wachstumsraten des line extension Absatzes in Form des Korrelationskoeffizienten R liefert.

Die *Tabelle 1* faßt die Schätzergebnisse für die drei Formen der line extension zusammen. Die Koeffizienten sind in der Mehrheit signifikant. Die Anwendung eines Random Coefficient Modells, das zusätzlich die Annahme homogener Steigungsparameter relaxiert, führte zu keinen verwertbaren Ergebnissen. Die Ergebnisse erwiesen sich als sehr instabil. Nur der Kannibalisierunganteil für neue Darreichungen war signifikant. Die Annahme einer stochastischen Verteilung des Koeffizientenvektors um einen Mittelwert erscheint somit nicht plausibel.

restringierten Parameterraumes, so daß eine RLS-Schätzung nach dem Lagrangeansatz zu den gleichen Resultaten führt. Dies folgt direkt aus der Konvexität der Least Squares-Zielfunktion. Vgl. genauer auch *Greene* (1997) und *Thompson* (1982).

⁴⁰ Wir schätzen im RE-Fall unter den Restriktionen $w_p = 0$ und $w_c + w_s = 1$ folgendes Regressionsmodell: $\rho_{(Y)it} - \rho_{(Y_c)it} = \alpha + w_s (\rho_{(Y_s)it} - \rho_{(Y_c)it}) + u_{it}$, mit $u_{it} = \mu_i + v_{it}$. Die Störtermvarianz σ_u^2 ist hier gemäß dem RE-Ansatz in einen Teil σ_μ^2 dekomponiert, der ausschließlich über die cross-sections variiert, und einen Teil σ_v^2 , der sowohl über die Zeit als auch die cross-sections variiert.

⁴¹ Vgl. *Maddala* (1971).

⁴² Vgl. *Greene* (1997).

Table 1: GLS-Parameterschätzungen

	Kombinations- präparate	Neue Darreichungen	Neue Dosierungen
Regressionskonstante ($\hat{\alpha} + \hat{w}_p \hat{c}$)	-.261 (.113)	- ^a	- ^a
Wachstumsparameter 1 ($\hat{w}_p \hat{b}$)	1.97 (.463)	- ^b	- ^b
Wachstumsparameter 2 ($\hat{w}_p \hat{d}$)	.005 (.003)	- ^b	- ^b
Kannibalisierung	.331 (.122)	.512 (.113)	.816 (.096)
Wettbewerbssubstitution	.622 (.170)	.488 (.113)	.184 (.096)
R ^c	.71	.36	.68
Anzahl der Fälle ($N \times T$)	240	450	270
Paneldatenmodell	Random Effects mit autokorrelierten Störtermen	Random Effects mit autokorrelierten Störtermen	Fixed Effects über cross-sections und Perioden

^a Wegen $\hat{w}_p \hat{c} \equiv 0$ gilt $\hat{\alpha} + \hat{w}_p \hat{c} = \hat{\alpha}$. Die Regressionskonstante mißt damit den Basiseffekt des 4. Quartals als korrigierenden Saisoneinfluß. Es wird deshalb davon abgesehen, den geschätzten Wert in der Tabelle zu dokumentieren.

^b Auf Null restringiert.

^c Korrelation zwischen vorhergesagter und tatsächlicher Wachstumsrate des line extension Absatzes. Werte in Klammern sind Standardfehler.

4.4 Interpretation der Ergebnisse

(a) *Kombinationspräparate*. Die Summe der Absatzanteile aus Kannibalisierung und Wettbewerbssubstitution ist bei den Kombinationspräparaten kleiner als eins, das heißt ein Teil des Absatzvolumens ist auf neu erschlossene Käufer zurückzuführen (siehe *Table 2*). Dieser Anteil beträgt 5%.⁴³ Die rekursive Ermittlung des Neukäuferanteils für Kombinationspräparate basiert auf der Annahme, daß die anderen Anteile unverzerrt gemessen wurden. Bei einigen

⁴³ Wir haben für die Schätzung des Neukäuferabsatzes auch den komplexeren Modelltyp von *de Kluyver* (1977) aus Gleichung (17) verwendet. Der Parameter f für die zusätzliche Variable t^3 war nicht signifikant, die Schätzergebnisse der anderen Parameter weitgehend unverändert. Eine weitere Erhöhung der Flexibilität der Wachstumsfunktion aus (18) ist offenbar nicht konsistent mit den empirischen Daten, was sich auch inferenzstatistisch untermauern läßt. Im Gegensatz zu den anderen Variablen der Wachstumsfunktion führte der

Präparaten lagen uns Zahlen für den zweiten, komplementären Produktmarkt nicht vor. Die Ergebnisse für die Klasse der Kombinationsprodukte müssen unter Beachtung dieser Einschränkung interpretiert werden. Ein Neukäuferanteil um 5% ist jedoch für die in der Regel patentgeschützten Kombinationsprodukte durchaus plausibel und unterstreicht ihren Anspruch, die innovativste Form einer line extension in der Pharmaindustrie zu sein.

Tabelle 2: Absatzanteilsschätzungen in Prozent

	Kombinations- präparate	Neue Darreichungen	Neue Dosierungen
<i>Mittelwerte der geschätzten Parameterverteilung</i>			
Neukäufer	5	0	0
Kannibalisierung	33	51	82
Wettbewerbssubstitution	62	49	18
<i>90%-Konfidenzintervalle^a</i>			
Kannibalisierung	[13 ≤ 33 ≤ 53]	[33 ≤ 51 ≤ 69]	[66 ≤ 82 ≤ 97]
Wettbewerbssubstitution	[34 ≤ 62 ≤ 90]	[31 ≤ 49 ≤ 67]	[3 ≤ 18 ≤ 34]

^a Das Konfidenzintervall für den Neukäuferanteil kann nicht angegeben werden, da \hat{w}_p nicht frei geschätzt wurde.

(b) *Neue Darreichungen.* Für die anderen line extension Formen ist der Anteil der Neukäufer zu vernachlässigen. Der Absatz teilt sich auf loyale Kunden und Markenwechsler auf, was angesichts der geringeren innovatorischen Zugkraft von neuen Darreichungsformen oder Dosierungen einleuchtend ist. Für neue Darreichungen halten sich die Anteile der Kannibalisierung und der Wettbewerbssubstitution die Waage (51% vs. 49%).

Die linearen Restriktionen werden für den vorliegenden Datensatz nicht abgelehnt: $F(3, 442) = .04$ ($p > .90$). R ist für die neuen Darreichungen im Vergleich zu den anderen Gruppen relativ gering. Dies läßt sich zum einen auf die Parameterrestriktion im RE-Ansatz zurückführen, die zu einer anderen abhängigen Variablen in der Regression als in den restlichen zwei Gruppen führt. Außerdem ist der Stichprobenumfang für neue Darreichungen am größten. Das primäre Ziel unserer Schätzung ist jedoch nicht die Prognosegenauigkeit, sondern die präzise und robuste Ermittlung des Umfangs der Absatzkomponenten. Insofern sollte man auch ein geringeres R akzeptieren. Die Schätzung eines restringierten FE-Modells führte im übrigen zu

Ausschluß dieser zusätzlichen Variable zu keinem signifikanten Rückgang in der Anpassungsgüte des Modells an den empirischen Datensatz: $F(1, 232) = 2.38$ ($p > .05$).

einem R in Höhe von .64 und weist damit eine ähnlich gute Anpassung wie in den beiden anderen Gruppen auf.

(c) *Neue Dosierungen*. R ist trotz vergleichbaren Stichprobenumfangs bezüglich der Kombinationspräparate geringer als in dieser Gruppe. Man beachte jedoch, daß die Schätzung auf einem restringierten Regressionsmodell beruht. Unter der Minimierungsbedingung der Least Squares-Schätzung können die Parameter nicht mehr völlig frei gewählt werden. Der *F*-Test für lineare Restriktionen ist nicht signifikant: $F(3, 232) = .00$ ($p > .90$).

Als Anteile für die Kannibalisierung und die Wettbewerbssubstitution resultieren 82% und 18%. Der Neukäuferanteil beträgt wie bei den neuen Darreichungen 0%. Das Ergebnis bestätigt wiederum die Vermutung, daß mit einem sinkenden Innovationsgrad der line extension ihr Kannibalisierungspotential wächst. Die Kannibalisierung ist bei den neuen Dosierungen am deutlichsten ausgeprägt.

5 Grenzen und Ansätze zur Weiterentwicklung des Modells

Das vorgeschlagene Modell stellt einen einfachen Ansatz zur Dekomposition des Absatzes von line extensions dar. Es mißt den Anteil, den jede Komponente am gesamten Absatz besitzt. Die analytische Herleitung basiert lediglich auf der Prämisse der linear-additiven Zerlegung des Absatzes. Insofern ist die Anwendung des Modells nicht auf Neuprodukteinführungen im Rahmen von extension-Strategien begrenzt. Immer wenn die Absatzquellen der Komponenten bekannt und eindeutig abgrenzbar sind, läßt sich unsere Methode anwenden.

Die Schätzung des Umfangs der Absatzkomponenten ist im Gegensatz zu anderen Ansätzen wie dem RHB-Modell robust gegenüber Verletzungen der Identitätsbedingung, d.h. die geschätzten Absatzkomponenten ergeben in der Summe immer den beobachteten Gesamtabsatz. Voraussetzung ist jedoch, daß bei Bedarf die linearen Restriktionen aus der Identitätsbedingung bei der Modellschätzung berücksichtigt werden. Probleme können auftreten, wenn die Quelle einer Absatzkomponente (z.B. der Neukäuferabsatz) nicht bekannt ist bzw. ausreichend erfaßt werden kann. In unserem Anwendungsbeispiel war die Identitätsbedingung im unrestringierten Regressionsmodell zwar nicht verletzt, was für die Robustheit unseres Ansatzes spricht. Jedoch ließ sich dies nicht inferenzstatistisch absichern. In dieser Hinsicht besteht weiterer Forschungsbedarf.

Das Modell verlangt eine möglichst vollständige Spezifikation der Komponenten. Ansonsten resultieren u.U. verzerrte Parameterschätzungen. Eine korrekte und theoretisch fundierte Marktabgrenzung ist somit vonnöten. Außerdem sollte die Stichprobe genügend groß sein,

um mögliche Multikollinearitätsprobleme auszuschalten. Der Einfluß von Umfeldfaktoren kann in einem gewissen Rahmen für eine parallele Absatzentwicklung der Produkte im Markt sorgen und damit kollineare Beziehungen unter den Prediktoren manifestieren. Auch muß auf die Wahl des Datenintervalls geachtet werden. Es sollte die Zeitspanne bis zum Wiederkauf nicht überschreiten. Unsere Annahme eines kurzfristig konstanten Substitutionskoeffizienten κ wäre sonst nicht mehr zu halten. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf zur Weiterentwicklung des Modells. Ansätze für die Verallgemeinerung der Einsatzbedingungen des Modells ergäben sich auch aus einer dynamischen Spezifikation der zu schätzenden Komponentenanteile. Es sind Situationen denkbar, in denen eine solche Modellerweiterung notwendig ist.

Anhang

Wir zeigen im folgenden die Ableitung der GLS-Schätzer im Fixed Effects Modell und Random Effects Modell und konzentrieren uns dabei ohne Einbuße an Allgemeingültigkeit auf den Fall heterogener Konstanten in den cross-sections, die nicht über die Zeit variieren. Die Erweiterung dieses Ansatzes um autokorrelierte Residuen oder Periodeneffekte ist ohne weiteres möglich, macht die Herleitung der entsprechenden Schätzer jedoch komplexer und unübersichtlicher. Wir verweisen hierzu auf *Baltagi (1995)*.

(a) Fixed Effects Modell (FEM)

Der Ausgangspunkt des FEM ist folgendes allgemeine Regressionsmodell:

$$(A.1) \quad y_{it} = \alpha_i + \sum_k \beta_k x_{kit} + u_{it}, \text{ mit } i = 1(1)N \text{ und } t = 1(1)T.$$

Die Regressionskonstante variiert systematisch über die einzelnen cross-sections, die in Form von Dummyvariablen in das Prediktorenset eingehen. Fassen wir die Dummyvariablen der cross-sections als $NT \times N$ Matrix mit $\mathbf{D} = [\mathbf{d}_1 \mathbf{d}_2 \dots \mathbf{d}_N]$ zusammen, dann läßt sich A.1 kompakt in Matrixnotation wie folgt schreiben:

$$(A.2) \quad \mathbf{y} = \mathbf{D}\mathbf{a} + \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{u}.$$

Ein effizienter Schätzer für den Vektor der Steigungsparameter $\hat{\mathbf{b}}$ und der Regressionskonstanten $\hat{\mathbf{a}}$ existiert nach *Greene (1997)* mit:

$$(A.3) \quad \hat{\mathbf{b}} = [\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X}]^{-1}[\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{y}], \text{ mit } \mathbf{M}_d = \mathbf{I} - \mathbf{D}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'$$

und

$$\hat{\mathbf{a}} = [\mathbf{D}'\mathbf{D}]^{-1}\mathbf{D}'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}}).$$

Die Varianz-Kovarianz-Matrizen der FEM-Schätzer sind gegeben durch

$$(A.4) \quad \text{var-cov}(\hat{\mathbf{b}}) = \hat{\sigma}^2 [\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X}]^{-1}$$

resp.

$$\text{var-cov}(a_i) = \frac{\hat{\sigma}^2}{T} + \bar{\mathbf{x}}_i' \cdot \text{var-cov}(\hat{\mathbf{b}}) \bar{\mathbf{x}}_i.$$

(b) *Random Effects Modell (REM)*

Das REM zerlegt den Störterm der Regressionsfunktion in zwei Komponenten:

$$(A.5) \quad y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_k x_{kit} + u_{it}, \quad \text{mit } u_{it} = \mu_i + v_{it}.$$

Der Teil μ_i repräsentiert die Nettowirkung zahlreicher einzeln unbedeutender, aber gemeinsam relevanter Variablen, die nicht im theoretischen Modell erfasst sind und nur über die cross-sections variieren. Im Gegensatz dazu vereint v_{it} im Sinne der klassischen Störtermmodellierung die Wirkung solcher Variablen unabhängig von den cross-sections, d.h. mit Variation über die Zeit und die cross-sections. Die Fehlertermkomponenten erfüllen alle klassischen Fehlertermannahmen des Regressionsmodells und sind insbesondere unabhängig voneinander. Der resultierende GLS-Schätzer ist nach *Maddala* (1971) definiert als:

$$(A.6) \quad \hat{\mathbf{b}} = \left[\sum_i \mathbf{X}'_i \mathbf{A}^{-1} \mathbf{X}_i \right]^{-1} \left[\sum_i \mathbf{X}'_i \mathbf{A}^{-1} \mathbf{Y}_i \right].$$

\mathbf{A} ist hierbei eine $T \times T$ Matrix der Form:

$$(A.7) \quad \mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho \\ \rho & 1 & \cdots & \rho \\ & \vdots & & \\ \rho & \rho & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad \text{mit } \rho = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2}.$$

ρ bildet das Verhältnis der Varianzkomponenten zueinander ab und kann in einem ersten Schritt mittels OLS konsistent geschätzt werden.

(c) *Restricted Least Squares Schätzung im FEM*

Der Ausgangspunkt bei der Restricted Least Squares Schätzung ist ein Satz von J linearen Restriktionen:

$$(A.8) \quad \begin{aligned} r_{11}\beta_1 + r_{12}\beta_2 + \dots + r_{1k}\beta_k &= q_1 \\ r_{21}\beta_1 + r_{22}\beta_2 + \dots + r_{2k}\beta_k &= q_2 \\ &\vdots \\ r_{J1}\beta_1 + r_{J2}\beta_2 + \dots + r_{Jk}\beta_k &= q_J \end{aligned}$$

oder in Matrixform

$$(A.9) \quad \mathbf{Rb} = \mathbf{q}.$$

Das Matrixoptimierungsproblem der Least Squares Schätzung im FEM stellt sich dann wie folgt dar:

$$(A.10) \quad \min_{\mathbf{b}} (\mathbf{y} - \mathbf{Da} - \mathbf{Xb})' (\mathbf{y} - \mathbf{Da} - \mathbf{Xb}) \quad \text{u.d.N.} \quad \mathbf{Rb} = \mathbf{q}.$$

Da die Restriktionen linear bindend sind, kann der Lagrangeansatz angewendet werden:

$$(A.11) \quad L(\mathbf{b}, \lambda) = (\mathbf{y} - \mathbf{D}\mathbf{a} - \mathbf{X}\mathbf{b})' (\mathbf{y} - \mathbf{D}\mathbf{a} - \mathbf{X}\mathbf{b}) + 2\lambda'(\mathbf{R}\mathbf{b} - \mathbf{q}).$$

Folgende Lösungen erfüllen dann die notwendigen Bedingungen:

$$(A.12) \quad \begin{aligned} \frac{1}{2} \frac{\partial L^*}{\partial \hat{\mathbf{b}}^*} &= -\mathbf{X}'(\mathbf{y} - \mathbf{D}\hat{\mathbf{a}} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}}^*) + \mathbf{R}'\lambda = \mathbf{0} \\ \frac{1}{2} \frac{\partial L^*}{\partial \lambda} &= (\mathbf{R}\hat{\mathbf{b}}^* - \mathbf{q}) = \mathbf{0}. \end{aligned}$$

Sofern die Designmatrix $\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X}$ nicht-singulär ist, existieren nach *Greene* (1997) eindeutige Lösungen für die Gleichungen in A.12:

$$(A.13) \quad \begin{aligned} \hat{\mathbf{b}}^* &= \hat{\mathbf{b}} - (\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \left[\mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} (\mathbf{R}\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{q}) \\ \lambda &= \left[\mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} (\mathbf{R}\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{q}) \end{aligned}$$

mit einer Varianz-Kovarianz-Matrix für den restringierten Schätzer

$$(A.14) \quad \text{var-cov}(\hat{\mathbf{b}}^*) = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} - \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \left[\mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} \mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1}.$$

Der restringierte Schätzer $\hat{\mathbf{b}}^*$ entspricht somit dem freien FEM-Schätzer aus A.3 abzüglich eines Korrekturterms, der die Informationen der linearen Restriktionen verarbeitet. Da im Fall linearer Restriktionen nicht mehr alle Parameter bei der Minimierung der quadrierten Abweichungen frei gewählt werden können, ist die Anpassungsgüte in der Regel schlechter als im unrestringierten Modell, jedoch niemals besser. Diese Differenz in der Anpassungsgüte ist der Ansatz für den *F*-Test auf lineare Restriktionen im Modell:

$$(A.15) \quad (\hat{\mathbf{u}}^*)' \hat{\mathbf{u}}^* - \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{R}\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{q})' \left[\mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{M}_d\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' \right]^{-1} (\mathbf{R}\hat{\mathbf{b}} - \mathbf{q}),$$

so daß der empirische *F*-Wert für *J* Restriktionen und *N-K* Freiheitsgrade aus den Stichproben Daten berechnet werden kann

$$(A.16) \quad F(J, N - K) = \frac{\left[(\hat{\mathbf{u}}^*)' \hat{\mathbf{u}}^* - \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} \right] / J}{\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} / (N - K)}.$$

Ist die Differenz in der Anpassungsgüte der beiden Modelle ausreichend gering und auf den Stichprobenfehler zurückzuführen, resultiert ein nicht-signifikanter empirischer *F*-Wert, und die Hypothese der *J* linearen Restriktionen wird nicht zurückgewiesen.

(d) *Empirischer Vergleich mit dem RHB-Modell*

Im folgenden präsentieren wir zum Vergleich die Schätzergebnisse aus der Anwendung des RHB-Modells auf den vorliegenden Datensatz. Folgendes Regressionsmodell liegt der Schätzung zugrunde:

$$(A.17) \quad Y_{it} = \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \lambda_c Y_{(c)it} + \lambda_s Y_{(s)it} + \sum_{k=1}^4 \delta_k SD_{kit} + u_{it}.$$

Das Problem einer fehlenden Absatzquelle für die Neukäufer ist nach wie vor existent, so daß eine Wachstumsfunktion diese Absatzkomponente erfassen soll. Allerdings können wir die Wachstumsfunktion aus (18) nicht verwenden, da dies eine intrinsisch nicht-lineare Struktur des Regressionsmodells bedingt. Eine angemessene Alternative bietet ein Polynom, das mit wachsendem Grad in der Lage ist, mehrzyklige Wachstumsprozesse darzustellen. Gleichung (17) spezifiziert ein Polynom 2. Grades, das einen Zyklus mit einem Maximum an der Stelle

$$t^* = -\frac{\alpha_1}{2\alpha_2} \quad (\alpha_1 > 0 \text{ und } \alpha_2 < 0) \text{ abbildet.}$$

Tabelle A.1 zeigt die Ergebnisse der Schätzung unter Anwendung des RHB-Modells. Die Auswahl des optimalen Paneldatenmodells für jede Gruppe erfolgte nach den Kriterien, wie sie in Abschnitt 4.3 beschrieben sind. Die Anwendung eines Random Coefficient-Ansatzes führte in allen Gruppen zu extrem schlechten Modellanpassungen ($R < 0.09$) und oftmals widersprüchlichen Koeffizientenvorzeichen. Wir verzichten daher auf die Darstellung dieser Ergebnisse.

Das Prognosefehlermaß MAE erfaßt die durchschnittliche absolute Abweichung des auf der Basis der Komponentenabsätze ermittelten Gesamtabsatzes der line extension. Der RSME berechnet den Prognosefehler als Wurzel der durchschnittlichen quadrierten Abweichung. Mit dem MAPE wird die durchschnittliche absolute Fehlerabweichung prozentual ausgedrückt. Für alle Maße gilt, daß der Prognosefehler bei höheren Werten größer ist. Eine perfekte Vorhersage ist bei einem Wert von Null erreicht. Dies trifft ausschließlich auf das von uns vorgeschlagene Modell zu. Das RHB-Modell kann dagegen nicht verhindern, daß der Gesamtabsatz über- oder unterschätzt wird, wie die Werte in Tabelle A.1 zeigen.

Tabelle A.1: GLS-Parameterschätzungen für das RHB-Modell

	Kombinations- präparate	Neue Darreichungen	Neue Dosierungen
Wachstumsparameter 1 (α_1)	85.98 (129.5) ^{n.s.}	474.4 (187.9)	306.0 (258.7) ^{n.s.}
Wachstumsparameter 2 (α_2)	-1.03 (5.23) ^{n.s.}	-13.6 (7.09) ^{n.s.}	-4.00 (9.40) ^{n.s.}
Kannibalisierung (λ_c)	.035 (.013)	.038 (.015)	.004 (.018) ^{n.s.}
Wettbewerbssubstitution (λ_s)	.021 (.003)	.007 (.003)	.001 (.003) ^{n.s.}
R ^a	.07	.33	.26
MAE	4181	5298	2811
RMSE	5165	8688	5729
MAPE	607 %	1590 %	74 %
Anzahl der Fälle ($N \times T$)	240	450	270
Paneldatenmodell	Random Effects mit autokorrelierten Störtermen	Random Effects mit autokorrelierten Störtermen	Random Effects mit autokorrelierten Störtermen

^a Korrelation zwischen vorhergesagtem und tatsächlichem Absatz der line extension.

n.s. = nicht signifikant ($p > .05$)

Werte in Klammern sind Standardfehler.

Literatur

- Aaker, D. A. (1990), Brand Extension: The Good, the Bad, and the Ugly, Sloan Management Review 31, 47-56.
- Aaker, D. A. (1991), Managing Brand Equity: Capitalizing on the Value of a Brand Name.
- Aaker, D. A./Keller, K. L. (1990), Consumer Evaluation of Brand Extensions, Journal of Marketing 54 (January), 27-41.
- Baltagi, B. (1995), Econometric Analysis of Panel Data.
- Bass, F. M. (1969), A New Product Growth Model for Consumer Durables, Management Science 15, 215-227.
- Bass, F. M./Wittink, D. R. (1975), Pooling Issues and Methods in Regression Analysis with Examples in Marketing Research, Journal of Marketing Research 12, 414-425.
- Bauer, H. H. (1989), Marktabgrenzung, Konzeption und Problematik von Ansätzen und Methoden zur Abgrenzung und Strukturierung von Märkten unter besonderer Berücksichtigung von marketingtheoretischen Verfahren.
- Bauer, H. H./Herrmann, A./Mengen, A. (1994), Eine Methode zur gewinnmaximalen Produktgestaltung auf der Basis des Conjoint Measurement, Zeitschrift für Betriebswirtschaft 63, 81-94.
- Bauer, H. H./Fischer, M. (1998), Drug Life Cycles in the Pharmaceutical Industry, Empirical Detection and Consequences for R&D Profitability, Arbeitspapier Nr. 126 des Instituts für Marketing, Universität Mannheim
- Bottomley, P. A./Doyle, J. R. (1996), The Formation of Attitudes Towards Brand Extensions: Testing and Generalizing Aaker and Keller's Model, International Journal of Research in Marketing 13, 365-377.
- Boush, D. M./Loken, B. (1991), A Process-tracing Study of Brand Extension Evaluation, Journal of Marketing Research 28, 16-28.
- Brockhoff, K. (1967), A Test for the Product Life Cycle, Econometrica 35, 472-484.
- Brockhoff, K. (1997), Produktpolitik, 4. A.
- Bultez, A./Gijbrecchts, E./Naert, P./Vande Abeele, P. (1989), Asymmetric Cannibalism in Retail Assortments, Journal of Retailing 65, 153-192.
- Bultez, A./Gijbrecchts, E./Naert, P. (1995), A Theorem on the Optimal Margin Mix, Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Ergänzungsheft 4/95, 151-174.
- Carpenter, G. S./Cooper, L. G./Hanssens, D. M./Midgley, D. F. (1988), Modeling Asymmetric Competition, Marketing Science 7, 393-412.
- Carpenter, G. S./Hanssens, D. M. (1994), Market Expansion, Cannibalization and International Airline Pricing, International Journal of Forecasting 10, 313-326.
- Chow, G. (1960), Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, Econometrica 28, 591-605.
- Cooper, L. G./Nakanishi, M. (1988), Market Share Analysis.
- Corstjens, M. L./Gautschi, D. A. (1983), Formal Choice Models in Marketing, Marketing Science 2, 19-56.
- Devinney, T. M./Stewart, D. W. (1988), Rethinking the Product Portfolio: A Generalized Investment Model, Management Science 34, 1080-1095.
- Green, P. A./Krieger, A. M. (1987), A Consumer-Based Approach to Designing Product Line Extensions, Journal of Product Innovation Management 4, 21-32.
- Greene, W. H. (1997), Econometric Analysis, 3rd ed.
- Hanssens, D. M./Parsons, L./Schultz, R. (1992), Market Response Models: Econometric and Time Series Analysis.
- Hsiao, C. (1975): Some Estimation Methods for a Random Coefficient Model, Econometrica 43, 305-325.

- Hsiao, C.* (1986), Analysis of Panel Data.
- Kalyanaram, G./Urban, G. L.* (1992), Dynamic Effects of the Order of Entry on Market Share, Trial Penetration, and Repeat Purchases for Frequently Purchased Consumer Goods, *Marketing Science* 11, 235-250.
- Keller, K. L./Aaker, D. A.* (1992), The Effects of Sequential Introduction of Brand Extensions, *Journal of Marketing Research* 29, 35-50.
- Kerin, R. A./Harvey, M. G./Rothe, J. T.* (1978), Cannibalism and New Product Development, *Business Horizons* (October), 25-31.
- Kerkre, S./Srinivasan, K.* (1990), Broader Product Line: A Necessity to Achieve Success?, *Management Science* 36, 1216-1231.
- Kim, B.-D./Sullivan, M. W.* (1998), The Effect of Parent Brand Experience on Line Extension Trial and Repeat Purchase, *Marketing Letters* 9, 181-193.
- Kluyver de, C. A.* (1977), Innovation and Industrial Product Life Cycles, in: *California Management Review*, 20, 21-33.
- Lane, V./Jacobson, R.* (1995), Stock Market Reactions to Brand Extension Announcements: The Effects of Brand Attitude and Familiarity, *Journal of Marketing* 59 (January), 63-77.
- Lilien, G. L./Kotler, P./Moorthy, K. S.* (1992), Marketing Models.
- Loken, B./Roedder John, D.* (1993), Diluting Brand Beliefs: When Do Brand Extensions Have a Negative Impact, *Journal of Marketing* 57 (July), 71-84.
- Maddala, G. S.* (1971), The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data, in: *Econometrica* 39, 341-358.
- Mahajan, V./Muller, E.* (1996), Timing, Diffusion, and Substitution of Successive Generations of Technological Innovations: The IBM Mainframe Case, *Technological Forecasting and Social Change* 51, 109-132.
- Mahajan, V./Muller, E./Bass, F. M.* (1990), New Product Diffusion Models in Marketing: A Review and Directions for Research, *Journal of Marketing* 54 (January), 1-26.
- Mahajan, V./Sharma, S./Buzzell, R. D.* (1993), Assessing the Impact of Competitive Entry on Market Expansion and Incumbent Sales, *Journal of Marketing* 57 (July), 39-52.
- Mardia, K. V.* (1971), The Effect of Nonnormality on Some Multivariate Tests and Robustness to Nonnormality in the Linear Model, in: *Biometrika* 58, 105-121.
- Mason, C. H./Milne, G. R.* (1994), An Approach for Identifying Cannibalization within Product Line Extensions and Multi-Brand Strategies, *Journal of Business Research* 31, 163-170.
- Milne, G. R./Mason, C. H.* (1990), An Ecological Niche Theory Approach to the Measurement of Brand Competition, *Marketing Letters* 1, 267-281.
- Moorthy, K. S./Png, I. P. L.* (1992), Market Segmentation, Cannibalization, and the Timing of Product Introductions, *Management Science* 38, 345-359.
- Norton, J. A./Bass, F. M.* (1987), A Diffusion Theory Model of Adoption and Substitution for Successive Generations of High-Technology Products, *Management Science* 33, 1069-1086.
- Norton, J. A./Bass, F. M.* (1992), Evolution of Technological Generations: The Law of Capture, *Sloan Management Review* 33, 66-77.
- Rangaswamy, A./Burke, R. R./Oliva, T. A.* (1993), Brand Equity and the Extendibility of Brand Names, *International Journal of Research in Marketing* 10, 61-75.
- Reddy, S. K./Holak, S. L./Bhat, S.* (1994), To Extend or Not to Extend: Success Determinants of Line Extensions, *Journal of Marketing Research* 31, 243-262.
- Rink, D. A./Swan, J. E.* (1979), Product Life Cycle Research: A Literature Review, *Journal of Business Research* 78, 219-242.
- Roedder John, D./Loken, B./Joiner, C.* (1998), The Negative Impact of Extensions: Can Flagship Products be Diluted?, *Journal of Marketing* 62 (January), 19-32.

- Sattler, H.* (1997), Monetäre Bewertung von Markenstrategien für neue Produkte.
- Saunders, J.* (1987), The Specification of Aggregate Marketing Models, *European Journal of Marketing* 21, H. 2, 1-47.
- Silk, A. J./Urban, G. L.* (1978), Pre-test market Evaluation of New Packaged Goods: A Model and Measurement Methodology, *Journal of Marketing Research* 15, 171-191.
- Simon, H.* (1985), Goodwill und Marketingstrategie.
- Smith, D. C./Park, C. W.* (1992), The Effects of Brand Extensions on Market Share and Advertising Efficiency, *Journal of Marketing Research* 29, 296-313.
- Sullivan, M. W.* (1992), Brand Extensions: When to Use Them, *Management Science* 38, 793-806.
- Thompson, M.* (1982), Some Results on the Statistical Properties of an Inequality Constrained Least Squares Estimator in a Linear Model with Two Regressors, *Journal of Econometrics* 19, 215-231.
- Urban, G. L.* (1969), A Mathematical Modeling Approach to Product Line Decisions, *Journal of Marketing Research* 6, 40-47.
- Wernerfelt, B.* (1988), Umbrella branding as a signal of new product quality: an example of signalling by posting a bond, *RAND Journal of Economics* 19, 458-466.
- Wilson, L. O./Norton, J. A.* (1989), Optimal Entry Timing for a Product Line Extension, *Marketing Science* 8, 1-17.
- Wind, Y. J.* (1982), *Product Policy: Concepts, Methods, and Strategy.*
- Wittink, D. R./Addona, M. J./Hawkes, W. J./Porter, J. C.* (1988), The Estimation, Validation, and Use of Promotional Effects Based on Scanner Data, Working paper, Johnson Graduate School of Management, Cornell University.