

Enneking, Ulrich

Article

Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren

Agrarwirtschaft: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Marktforschung und Agrarpolitik

Provided in Cooperation with:

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GEWISOLA)

Suggested Citation: Enneking, Ulrich (2003) : Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren, Agrarwirtschaft: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Marktforschung und Agrarpolitik, ISSN 0002-1121, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 52, Iss. 5, pp. 254-267, <https://doi.org/10.52825/gjae.v52i5.1557>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304579>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Die Analyse von Lebensmittelpräferenzen mit Hilfe von Discrete-Choice-Modellen am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren

Analysis of Food Preferences using Discrete Choice Modelling – The Case of Organic Sausages

Ulrich Enneking^{*}

Georg-August-Universität Göttingen

Zusammenfassung

Neben der multiattributiven Einstellungsmessung und der Conjoint-Analyse werden in der jüngeren Zeit auch Discrete-Choice-Modelle zur Präferenzanalyse eingesetzt. Diese Modelle basieren auf der Zufallsnutzentheorie und haben im Gegensatz zur Conjoint-Analyse eine direkte Verbindung zur mikroökonomischen Nutzentheorie. Eine vergleichende Gegenüberstellung beider Verfahren lässt vor allem auf einer theoretischen Ebene deutliche komparative Vorteile von Discrete-Choice-Modellen erkennen. Im vorliegenden Beitrag wird mit Hilfe des Discrete-Choice-Ansatzes untersucht, welchen Einfluss der Produktpreis und das neu eingeführte Bio-Siegel auf das Produktwahlverhalten bei ökologisch produzierten Wurstwaren haben. Während Konsumenten, die nur gelegentlich Bioprodukte kaufen, sehr preiselastisch auf alle drei untersuchten Produkte reagieren, orientieren sich Bio-Stammkunden eher am Bio-Siegel als am Preis. Allerdings profitieren die Anbieter von ökologisch erzeugten Wurstwaren nicht gleichermaßen von der Einführung des Bio-Siegels.

Schlüsselwörter

Discrete-Choice-Analyse, Conjoint-Analyse, Verbraucherverhalten, Präferenzen für ökologische Lebensmittel, Bio-Siegel

Abstract

Preferences for food products are usually analysed employing multi-attributive Attitude Measurement, Conjoint Analysis and re-

cently Discrete Choice Modelling approaches. From a theoretical point of view, Choice Modelling based on random utility theory (RUT) outperforms traditional Conjoint Analysis because of its microeconomic foundation. In this article, consumers' choice behaviour on ecologically produced sausages is analysed. A market experiment reveals brand specific reactions towards the 'Bio-Siegel', a German quality label for organic food introduced in 2002. It can also be shown that regular customers of organic food are much less price sensitive than occasional buyers.

Key words

choice modelling, conjoint analysis, consumer behaviour, preferences for ecological food, eco-labelling

1. Einleitung

Die Erklärung von Kaufentscheidungsprozessen ist ein zentrales Aufgabenfeld der Agrarmarktforschung. Auf aggregierter Produktebene werden vor allem solche Variablen als Erklärungsgrößen für das Kaufverhalten herangezogen, die in amtlichen Statistiken verfügbar sind (z.B. Produktpreise, Kreuzpreise, sozioökonomische Größen). In einem Marketingkontext stellt sich demgegenüber eher die Frage, welche Produkteigenschaften für die Wahl einer bestimmten Marke oder Produktvariante entscheidend sind. Die Kenntnis über

^{*} Ich danke den beiden anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Verbesserungsvorschläge zu einem früheren Manuskript und dem Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft für die Finanzierung der Studie. Mein besonderer Dank gilt den Witzenhäuser Studierenden Bastian Hoffmann und Bettina Ott, die im Rahmen eines Praktikums die empirische Arbeit geplant und durchgeführt haben.

die relative Bedeutung einzelner Produktmerkmale für die Produkt- bzw. Markenwahl verschiedener Käufergruppen gibt dem Anbieter wichtige Hinweise zur Optimierung seiner Marketinginstrumente (Produktpolitik, Kommunikationspolitik etc.).

Im vorliegenden Beitrag wird das Auswahlverhalten beim Kauf von ökologisch produzierten Leberwurstprodukten untersucht. Dabei stehen die Merkmale 'Marke', 'Preis' und das neu eingeführte 'Bio-Siegel' im Zentrum eines bundesweit durchgeführten Kaufexperiments. Der Einfluss der angeführten Produktmerkmale kann prinzipiell durch drei unterschiedliche methodische Ansätze quantitativ ermittelt werden:

1. Ein gradliniger Forschungsweg besteht darin, Konsumenten nach der Wichtigkeit und Wertigkeit der zu untersuchenden Produkteigenschaften zu fragen und durch Summenbildung die Einstellung des Konsumenten zu einem Produkt zu errechnen (kompositioneller Ansatz). Diese Vorgehensweise wird auch als multiattributive Einstellungsforschung bezeichnet und hat aufgrund der Praktikabilität dieses Ansatzes in der Marktforschungspraxis eine große Bedeutung. Allerdings birgt er die Gefahr einer Überschätzung unwichtiger Produktmerkmale und einer Unterschätzung der Merkmale 'Preis' und 'Marke' (TEICHERT, 2000: 154). Der kompositionelle Ansatz wird daher im Rahmen der vorliegenden Studie nicht verwendet.
2. Weiterhin kann der Einfluss einzelner Merkmale auf die Produktwahl anhand tatsächlich getätigter Kaufentscheidungen untersucht werden (sog. Revealed-Preference-Ansätze). Die Vorgehensweise wird im Allgemeinen als besonders valide eingeschätzt. Daten für Revealed-Preference-Modelle stammen beispielsweise aus Scanner-Kassen des Lebensmitteleinzelhandels oder aus Panel-Untersuchungen von Marktforschungsunternehmen. Ein Nachteil der Scanner-Datenanalyse ist die eingeschränkte Datenbasis. Produktwahlmodelle können im Fall von Scannerdaten nur die durchgeführten Kaufhandlungen, die entsprechenden Produktpreise und ggf. Zusatzinformationen über Point-of-Sale-Aktivitäten (Werbeaktivitäten im Supermarkt) einbeziehen. Demgegenüber bieten Panel-Untersuchungen tiefer gehende Informationen zu sozioökonomischen¹ Eigenschaften, haben aber wie alle Revealed-Preference-Ansätze den Nachteil, dass sie nur unter einem erheblichen Aufwand (z.B. Testmärkte) Aussagen über neue Produktmerkmale oder den Erfolg neuer Marken ermöglichen. Da Kaufverhaltensdaten zum Bio-Siegel derzeit nicht verfügbar sind, kann in dieser Untersuchung nicht auf Revealed-Preference-Ansätze zurückgegriffen werden.
3. 'Simulierte Kaufentscheidungen' können demgegenüber auch zukunftsgerichtete Produktstrategien untersuchen, indem Produktmerkmale in Form von verbalen Beschreibungen, Fotos oder realen Produktproben systematisch variiert werden. Bei dieser experimentellen Herangehensweise wird nicht explizit nach einzelnen Pro-

duktmerkmalen gefragt wie im Fall der multiattributiven Einstellungsmessung. Vielmehr werden die Einzelmerkmale zusammenhängend betrachtet, indem den Konsumenten möglichst realistische Produktalternativen zur Entscheidung vorgelegt werden, die systematisch in ihren Ausprägungen variieren. In der Marketingliteratur wird diese Vorgehensweise als Conjoint-Analyse (con-sider jointly) bezeichnet und hat sowohl im praktischen als auch im wissenschaftlichen Kontext eine große Bedeutung erlangt (WITTINK und CATTIN, 1989; MÜLLER, 2002; GUSTAFSSON et al., 2000). In jüngerer Zeit werden jedoch zunehmend die Grenzen der traditionellen Form der Conjoint-Analyse (CA) diskutiert und alternativ Discrete-Choice-Modelle zur Präferenzanalyse vorgeschlagen (HAHN, 1997; LOUVIERE et al., 2000; GUSTAFSSON et al., 2000; FRANSES und MONTGOMERY, 2002; ASHOK, 2002; BAUMGARTNER und HRUSCHKA, 2002). Neben der mikroökonomischen Fundierung² bieten Discrete-Choice-Modelle vor allem den Vorteil, dass der Kaufeinfluss einzelner Attribute markenspezifisch geschätzt werden kann. Eine markenspezifische Berechnung von Merkmaleinflüssen ist beispielsweise notwendig, wenn Konsumenten auf verschiedene Wurstmarken unterschiedlich preissensibel reagieren. In der vorliegenden Studie ist weiterhin von Interesse, ob etablierte Marken (z.B. Demeter) in gleicher Weise vom Bio-Siegel profitieren wie neu eingeführte Bio-Handelsmarken. Obwohl Fragestellungen dieser Art vor allem auf (Low-Involvement) Lebensmittelmärkten mit starker Markenpräsenz üblich sind, spielt die Discrete-Choice-Analyse (DA) in der deutschen Marketingpraxis und -wissenschaft nur eine untergeordnete Rolle.

Im zweiten Abschnitt dieses Aufsatzes werden zunächst die methodischen Grundlagen der DA vorgestellt. Vor dem Einsatz der DA stellt sich allerdings die Frage, welche Vor- und Nachteile das Verfahren im Vergleich zur Conjoint-Analyse hat. Beide Verfahren werden daher im dritten Kapitel vergleichend gegenübergestellt. Im vierten Abschnitt wird die DA im Rahmen eines Kaufexperiments eingesetzt, bei dem 1.304 Probanden aus 3 ökologischen Leberwürsten jeweils eine Marke ausgewählt haben. Neben den experimentell kontrollierten Merkmalen 'Preis', 'Marke' und 'Bio-Siegel' werden soziodemographische Variablen und Informationen zum Kaufverhalten in das ökonometrische Modell einbezogen. Der Beitrag endet mit Anmerkungen zur Vermarktung von ökologischen Lebensmitteln mit methodischen Schlussfolgerungen.

2. Methodische Grundlagen der Discrete-Choice-Analyse am Beispiel des multinomialen Logit-Modells

Für die Entwicklung der Discrete-Choice-Modelle auf Basis der mikroökonomisch fundierten Zufallsnutzentheorie hat Daniel McFadden im Jahr 2000 den Nobelpreis erhalten. Bis heute ist McFadden maßgeblich an der Weiterentwicklung des ökonometrischen Instrumentariums beteiligt

¹ Der Begriff 'sozioökonomisch' wird im Verlauf dieses Beitrags sehr weit gefasst und beinhaltet neben den soziodemographischen Angaben wie z.B. 'Alter', 'Geschlecht' auch Variablen zum Einkaufsverhalten und zu Einstellungen bzw. Werthaltungen der Konsumenten.

² Eine mikroökonomische Fundierung ist vor allem notwendig, wenn aus den Ergebnissen einer Discrete-Choice-Analyse wohlfahrtsökonomische Aussagen abgeleitet werden sollen (LOUVIERE, 2001: 23ff).

und hat seit 1970 immer wieder Beiträge zur Anwendung von Discrete-Choice-Modellen im allgemeinen Marketingkontext verfasst (z.B. MCFADDEN, 1986; MCFADDEN, 2002).³ Aber auch in der spezielleren agrarökonomischen Literatur gewinnen Discrete-Choice-Studien an Bedeutung. BURTON et al. (2001) sowie THOMPSON und KIDWELL (1998) analysieren mit Hilfe der Methodik des Wahlverhalten bei Lebensmitteln, während HANLEY et al. (1998) eine Bewertung von Umweltgütern vornehmen.⁴

Wie einleitend erwähnt, werden Discrete-Choice-Modelle in der Ökonomik üblicherweise aus der Zufallsnutzentheorie (Random Utility Theory = RUT) hergeleitet.⁵ Die Zufallsnutzentheorie geht davon aus, dass jedes Individuum mit der Wahl einer Alternative bzw. Marke seinen Nutzen maximiert. Aus der Sicht der Probanden handelt es sich um ein deterministisches Entscheidungsproblem. Aus Sicht eines Forschers, der die Markenwahlentscheidungen von Konsumenten untersucht, ist diese Entscheidungssituation jedoch stochastisch, da er nur unvollständig über den Hintergrund der Entscheidung informiert ist. Folgende Gründe sind hierfür verantwortlich (vgl. MAIER und WEISS, 1990: 95ff):

1. Einige der als relevant erachteten Charakteristika sind nicht oder nur indirekt über so genannte Instrumentvariablen messbar (z.B. Einstellungen und Werthaltungen), was die Gefahr von Messfehlern in sich birgt.
2. Nicht alle relevanten sozioökonomischen Charakteristika des Individuums sind bekannt. So dürfte z.B. die Markenwahlentscheidung bei ökologischen Produkten vom Erfahrungsschatz der befragten Person abhängen. Liegen keine Informationen darüber vor, ob es sich um einen Stammkunden oder einen Gelegenheitskäufer handelt, kann die Wahlwahrscheinlichkeit für die einzelnen Marken weniger genau geschätzt werden. Zwei aus der Sicht des Forschers 'identische' Individuen können somit vor einem unterschiedlichen sozioökonomischen Hintergrund unterschiedliche Kaufentscheidungen treffen.
3. Neben den sozioökonomischen Charakteristika haben vor allem die alternativen-spezifischen Merkmale wie der Produktpreis, die Verpackungsgestaltung etc. einen Einfluss auf die Markenwahlentscheidung. In der Realität kann der Forscher jedoch nicht alle für die unterschiedlichen Individuen relevanten alternativen-spezifischen Charakteristika in die Analyse einbeziehen. Bei Produktwahlentscheidungen auf Basis von Fotos werden beispielsweise sensorische Merkmale ausgeklammert. Insbesondere im Lebensmittelbereich führt dies zu einem Informationsdefizit aus Sicht des Forschers.

Unter diesen Voraussetzungen ist es sinnvoll, die Nutzenfunktion U_i eines Konsumenten i aufzuspalten in eine stochastische Nutzenkomponente ε_i und eine deterministische Nutzenkomponente V_i , die der Forscher mit Hilfe empirischer Informationen (z.B. aus Befragungen) näher bestimmen kann:

$$(1) \quad U_i = V_i + \varepsilon_i$$

Die Nutzenmaximierungsannahme der Zufallsnutzentheorie besagt, dass ein Konsument i genau die Marke j' vorzieht, deren Zufallsnutzen U_{ji} größer ist als der aller anderen Marken:

$$(2) \quad U_{ji} > U_{ji} \quad j = 1 \dots J$$

Spaltet man auch hier den Zufallsnutzen in einen deterministischen und einen stochastischen Teil auf, ergibt sich

$$(3) \quad V_{ji} + \varepsilon_{ji} > V_{ji} + \varepsilon_{ji}$$

oder:

$$(4) \quad V_{ji} - V_{ji} > + \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ji}$$

Da Gleichung (4) aufgrund der Zufallskomponente ε kein deterministisches Entscheidungsproblem beschreibt, ist eine wahrscheinlichkeitstheoretische Umformulierung sinnvoll (vgl. auch URBAN, 1993: 115).⁶ Hierzu stelle man sich eine Gruppe mehrerer Konsumenten vor, die hinsichtlich ihrer deterministischen Nutzenkomponente V identisch sind. Geht die Zahl dieser 'identischen' Personen gegen unendlich, so kann die Wahrscheinlichkeit, dass Person i Marke j' wählt, definiert werden als der Anteil der Stimmen für Marke j' an der Gesamtzahl der Entscheidungen $i \cdot J$ (vgl. TRAIN, 1986: 11):

$$(5) \quad P_{ji} = \text{Prob} (V_{ji} - V_{ji} > \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ji}) \quad j = 1 \dots J \setminus j'$$

Gemäß Gleichung (5) wählen Konsumenten die Marke j' , wenn der vom Forscher beobachtbare Nutzen dieser Marke größer ist als der Nutzen jeder anderen Marke und wenn diese Nutzendifferenz nicht gleichzeitig durch die stochastische Komponente $\varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ji}$ überkompensiert wird.

Um dieses auf der mikroökonomischen Nutzentheorie basierende Modell empirisch umsetzen zu können, muss die deterministische Nutzenkomponente V_{ji} als eine Funktion eines Parametervektors X_{ji} dargestellt werden, der einen substanziellen Anteil der individuellen Wahrnehmungsunterschiede zwischen den auszuwählenden Marken J erklären kann. In den meisten empirischen Anwendungen wird die deterministische Komponente als lineare Funktion der Einflussgrößen X_{ji} modelliert.

Grundsätzlich können in Discrete-Choice-Modellen drei Typen von exogenen Variablen modelliert werden: 1) sozioökonomische Variablen (vgl. Fußnote 1), die über die Konsumenten i variieren, aber über die Marken J konstant sind (z.B. Geschmacksunterschiede zwischen Männern und

³ ERDEM und WINER (2002) geben einen Überblick über die historische Entwicklung von Discrete-Choice-Modellen im Marketing.

⁴ Die wachsende Bedeutung der Discrete-Choice-Ansätze wird darüber hinaus durch Sonderhefte in den Zeitschriften 'Mathematical Social Sciences' 43 (3), 2002 und 'Marketing Letters' 13 (3), 2002 unterstrichen.

⁵ In einigen anwendungsorientierten Einführungen wird die Discrete-Choice-Analyse aus dem linearen Wahrscheinlichkeitsmodell abgeleitet (vgl. URBAN, 1993 oder BACKHAUS et al., 2000). Die im vorliegenden Beitrag gewählte nutzentheoretische Herleitung hat jedoch den Vorteil der engen Anbindung an die mikroökonomische Konsumentenforschung, so dass aus den Modellergebnissen auch wohlfahrtstheoretische Aussagen abgeleitet werden können (vgl. hierzu BENNETT und BLAMEY, 2001). Außerdem wird durch die nutzentheoretische Herleitung die Abgrenzung der Logit-Ansätze gegenüber anderen Varianten der Discrete-Choice-Analyse deutlicher.

⁶ Eine ausführliche Erläuterung gibt WRIGLEY (1985: 314f).

Frauen). 2) Generische Variablen, die sowohl über die Konsumenten als auch über die Marken variieren (z.B. der Produktpreis). 3) Alternativen-spezifische Variablen, die nur über eine Marke variieren und für die anderen Marken den Wert Null annehmen. Darüber hinaus kann z.B. die generische Variable 'Preis' in J alternativen-spezifische Preisvariablen aufgespalten werden. Auf diese Weise lässt sich prüfen, ob die Konsumenten auf die zur Auswahl stehenden Marken unterschiedlich preissensibel reagieren.⁷

Die Koeffizienten β können mit Hilfe des Maximum Likelihood Verfahrens empirisch geschätzt werden, wenn bestimmte Verteilungsannahmen über die Fehlergrößen ε_{ji} getroffen werden. In empirischen Anwendungen geht man aus rechentechnischen Gründen häufig davon aus, dass die Störterme ε_{ji} unabhängig und identisch gemäß der Weibull-Verteilung verteilt sind. Da die Differenz zwischen zwei Weibull verteilten Zufallsvariablen (hier $\varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ji}$) einer logistischen Verteilungsfunktion folgt, erhält man aus Gleichung (5) das allgemeine Logit-Modell der Form

$$(6) \quad P_{ji} = \frac{e^{X_{ji}\beta}}{\sum_j e^{X_{ji}\beta}}$$

Für das in Gleichung (6) dargestellte allgemeine Logit-Modell werden in der Literatur die Bezeichnungen 'multinomiales Logit-Modell' (MNL) oder 'konditionales Logit-Modell' verwendet.⁸ Geht man nicht von einer logistischen Verteilungsfunktion sondern von einer Normalverteilung aus, erhält man das multinomiale Probitmodell (MNP), das allerdings in empirischen Anwendungen aus Gründen der Softwareverfügbarkeit und der höheren Ansprüche an die Rechenleistung weniger verbreitet ist. Flexiblere Möglichkeiten der Datenanalyse, die mit dem MNP und verschiedenen Erweiterungen des MNL verbunden sind, werden von LOUVIERE et al. (2000: 189ff) diskutiert.

Die im Rahmen des Logit-Modells getroffene Annahme unabhängig und identisch verteilter Störterme ε_{ji} erleichtert bei Wahlentscheidungen von mehr als zwei Marken die statistische Handhabbarkeit der Parameterschätzung. Sie kann jedoch unter bestimmten Voraussetzungen zu Problemen führen.⁹

Mit einer unabhängigen Verteilung ist gemeint, dass die Fehlergrößen alternativen-spezifisch und somit unabhängig davon sind, welche weiteren Marken sich im Auswahlset befinden. 'Identisch' besagt, dass die Verteilung der Störterme außerdem identisch sein sollte. In der praktischen Anwendung bedeutet Unabhängigkeit, dass zwei Marken immer im selben Verhältnis zueinander ausgewählt werden,

unabhängig davon, wie viele und welche weiteren Marken sich im Auswahlset befinden. In der Fachliteratur wird dies auch als IIA-Annahme bezeichnet (independence of irrelevant alternatives). Die IIA-Annahme wird verletzt, wenn zwischen Markenpaaren unterschiedlich starke Substitutionsbeziehungen bestehen. Dies kann im Schätzmodell aus drei verschiedenen Gründen eintreten (URBAN, 1993: 138):

1. Wichtige Produktmerkmale werden im Modell nicht oder nur ungenau berücksichtigt. Angenommen, zwei preiswerte Produkte und ein Produkt mit höherem Preis haben je 33% Marktanteil. In der Realität ist zu erwarten, dass ein weiterer Premium-Artikel eher das teure als die preiswerten Produkte verdrängt, so dass die IIA-Annahme formal verletzt ist. Wird jedoch der Preis als Produktmerkmal in die Analyse einbezogen, wird dieser Tatsache modellimmanent Rechnung getragen.
2. Ebenso kann die Aufnahme sozioökonomischer Eigenschaften der Gefahr einer IIA-Verletzung entgegenwirken. Bestehen zwischen den Markenpaaren eines Choice-Sets unterschiedlich starke Substitutionsbeziehungen, die auf Variationen sozioökonomischer Größen zurückgeführt werden können, stellt sich keine Verletzung der IIA-Annahme ein.
3. In der Praxis können jedoch nicht alle Substitutionsbeziehungen durch exogene Variablen erklärt werden. Besonders ausgeprägt sind substitutive Beziehungen bei sequenziellen Marktwahlentscheidungen. Das Einkaufsverhalten im Fall eines Produktsortiments aus ökologischen und konventionellen Produkten (awareness set) kann beispielsweise als zweistufiger Kaufprozess beschrieben werden, bei dem zunächst die Entscheidung zwischen 'ökologisch' und 'konventionell' getroffen wird und anschließend aus dem ökologischen bzw. dem konventionellen 'evoked set' eine bestimmte Marke ausgewählt wird. In derartigen Fällen ist die Ähnlichkeit zwischen allen möglichen Alternativenpaaren besonders heterogen. Eine mögliche Verletzung der IIA-Annahme kann in dieser Situation jedoch nicht durch die Aufnahme von exogenen Variablen aufgehoben werden (vgl. Punkt 1), da das Produktmerkmal 'ökologisch/konventionell' - anders als der Preis - vollständig mit den Markenalternativen korreliert. Werden derartige Marktwahlsituation mit dem einfachen MNL modelliert, resultieren verzerrte Parameterschätzungen. In empirischen Anwendungen ist daher zu überprüfen, ob die IIA-Annahme gerechtfertigt ist. Dies kann unter anderem mit dem Hausman-Test auf IIA durchgeführt werden.¹⁰ Ist die IIA-Annahme verletzt, kann unter anderem auf das 'nested' Logit-Modell zurückgegriffen werden, das mehrstufige Entscheidungsabläufe explizit in die Modellschätzung integriert. 'Nested' Logit-Modelle fassen ähnliche Marken zu einem Cluster zusammen und schätzen mit diesen Clustern auf einer höheren Hierarchieebene ein weiteres Logit-Modell, ohne dabei auf die restriktiven (aber praxisfreundlichen) Verteilungsannahmen des MNL verzichten zu müssen (WRIGLEY, 1985: 329ff). Mit Hilfe von 'nested' Logit-Modellen können sogar Hypothesen über mögliche Substitutionsbeziehungen (z.B. Kannibalisierungseffekte) empirisch

⁷ Ein empirisches Beispiel findet sich in Abschnitt 4.

⁸ Die Bezeichnung 'konditionales Logitmodell' wird z.T. verwendet wenn explizit deutlich gemacht werden soll, dass neben sozioökonomischen auch generische und alternativen-spezifische Variablen modelliert werden. Der Begriff 'konditional' zeigt dabei an, dass die Wahlentscheidungen unter bestimmten Bedingungen getroffen werden, nämlich unter der Bedingung, dass die Marken unterschiedliche Eigenschaftsausprägungen annehmen (vgl. URBAN, 1993: 120ff). Im vorliegenden Beitrag werden beide Bezeichnungen synonym verwendet.

⁹ Vergleiche auch WRIGLEY (1985: 326ff).

¹⁰ LONG UND FREESE (2000: 188ff) beschreiben verschiedene Testverfahren zur Überprüfung der IIA-Annahme.

getestet werden. Eine richtig angewandte DA kann also aus der zunächst verletzten IIA-Annahme inhaltlich wertvolle Informationen ableiten und kehrt die ursprünglichen Nachteile in einen Vorteil um.

3. Vergleich von Conjoint- und Discrete-Choice-Analyse

Während die statistische Analyse von diskreten Responsevariablen in der Volkswirtschaftslehre (z.B. Verkehrsökonomik) oder den Politikwissenschaften (z.B. Wahlforschung) eine längere Forschungstradition hat, finden Anwendungen im Bereich des Marketings eine vergleichsweise geringe Beachtung. Im Marketing steht jedoch mit der traditionellen Conjoint-Analyse (CA) eine Methode zur Verfügung, mit der Experimentaldaten erhoben und bearbeitet werden können. Angesichts eines gemeinsamen inhaltlichen Anwendungsfeldes hat sich für die Discrete-Choice-Modelle im Marketingkontext die Bezeichnung wahlbasierte Conjoint-Analyse eingebürgert, obwohl beide Verfahren im Detail erhebliche Unterschiede aufweisen.¹¹ LOUVIERE, der maßgeblich an der Verbreitung von Discrete-Choice-Modellen in einem wissenschaftlichen Marketingkontext beteiligt war, argumentiert, dass '...RUT-based CE (=Choice Experiments, Anmk. des Verfassers) are not CA, and while some CE resemble CA applications, the resemblance ist superficial' (LOUVIERE, 2001: 23ff).

In Folgenden sollen beide Ansätze einem Vergleich unterzogen werden, damit die in einem Anwendungskontext wichtigen Vor- und Nachteile beider Verfahren eingeschätzt werden können. Angesichts der vielen Weiterentwicklungen beider Ansätze¹² bezieht sich eine Gegenüberstellung an dieser Stelle auf das jeweilige Basismodell, das mit Hilfe handelsüblicher Statistiksoftware (z.B. SPSS, STATA) geschätzt werden kann.

Skalenniveau der abhängigen Variablen

Ein wesentlicher Unterschied zwischen beiden Ansätzen besteht in der Skalierung der abhängigen Variablen und der damit eng verbundenen Wahl des statistischen Schätzverfahrens. Während die nominal skalierten Daten eines 'echten' Markenwahlexperiments nur mit Hilfe von Discrete-Choice-Analysen ausgewertet werden können, verlangt die Conjoint-Analyse metrisch oder ordinal skalierte Daten. Diese können jedoch nur unter einem gewissen Verlust an Realitätsnähe erhoben werden. Konsumenten sind es nicht gewohnt, aus einer größeren Zahl relevanter Marken eine vollständige Rangordnung zu bilden (Ranking-basierte CA). In einer Befragungssituation sind sie daher oft überfordert. Genauso schwer fällt es ihnen, die Präferenz für eine Marke gegenüber einer Konkurrenzmarke auf einer mehrpoligen Skala zu quantifizieren (Rating-basierte CA). Eine neuere Studie von BOYLE et al. (2001) zeigt, dass viele Probanden hierbei eine Tendenz zur Mitte aufweisen, sich also nicht für eine Marke entscheiden wollen.

¹¹ Das vom Marktführer für Conjoint-Software (Sawtooth inc.) angebotene Zusatzmodul zur Analyse 'echter' Wahlexperimente trägt die Bezeichnung 'Choice Based Conjoint', was sicherlich zur Verbreitung dieser Terminologie beigetragen hat.

¹² Vergleiche hierzu vor allem die Monographien von GUSTAFSSON et al. (2000) und LOUVIERE et al. (2000).

Im Rahmen der DA wird allerdings die höhere Realitätsnähe durch einen geringeren Informationsgehalt pro Interview erkauft. Um dieses Defizit auszugleichen, verlangt die DA einen deutlich größeren Stichprobenumfang als die CA (N > 500, LONG, 1997: 54). Die notwendige Stichprobengröße kann zwar durch die Gestaltung effizienter Experimentaldesigns zum Teil reduziert werden (ZWERINA, 1997). Unter der möglichst realitätsnahen Voraussetzung nur einer Wahlentscheidung je Proband, verursacht die DA dennoch höhere Erhebungskosten als die CA, was insbesondere in einem kommerziellen Anwendungsfeld problematisch ist.

Analyseebene

Ein weiterer Unterschied zwischen beiden Verfahren besteht in der Analyseebene. Während die Daten im Rahmen der CA in der Regel auf Individualebene ausgewertet werden, gehen bei einer DA alle Probanden (Datensätze) simultan in das Schätzmodell ein.

Dieser Umstand hat zumindest drei weitreichende Folgen:

1. Da Präferenzen einzelner Individuen von geringerem Interesse sind als die Präferenzen von Kundensegmenten, werden die CA-Daten in einem zweiten Analyseschritt wieder aggregiert. Diese Aggregation setzt jedoch bestimmte Annahmen voraus (HAHN, 1997: 126ff), die zu unterschiedlichen Marktanteilsschätzungen führen können.
2. Individuen-basierte CA decken einen Zusammenhang zwischen ermittelten Präferenzen und einzelnen Käufersegmenten in der Regel ex post auf (z.B. mit Hilfe von Kreuztabellierungen oder Clusteranalysen). Forschungslogisch macht es aber Sinn, sozioökonomische Variablen, Einstellungen etc. als Determinanten der Markenwahl direkt in das Entscheidungsmodell zu integrieren. Denn gerade bei Low-Involvement-Lebensmitteln können Images und Käuferfahrungen einen größeren Einfluss auf die Markenwahl nehmen als die eigentlichen Produktmerkmale wie z.B. der Produktpreis. Im Rahmen von DA gibt es keine Begrenzung hinsichtlich der exogenen Modellvariablen. Selbst subjektiv wahrgenommene Produktmerkmale (z.B. die Zartheit von Hähnchenfleisch) können in die statistische Analyse einbezogen werden.
3. Präferenzmodelle, die auf der Ebene eines Individuums geschätzt und erst in einem zweiten Analyseschritt aggregiert werden, erlauben streng genommen keinen Rückschluss von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit. Darüber hinaus fehlt der nicht-metrischen DA das gesamte inferenzstatistische Instrumentarium, was insbesondere in einem wissenschaftlichen Kontext unerlässlich ist (vgl. auch BALDERJAHN, 1994: 17ff).

Marktanteilsprognose

Während die Koeffizienten der Parameterschätzung häufig eine unmittelbare Antwort auf wissenschaftliche Fragestellungen geben, sind Unternehmen eher an Marktanteilsberechnungen und -prognosen interessiert. Auf der Basis von Conjoint-Daten können Marktanteile nur prognostiziert werden, wenn bestimmte Entscheidungsregeln zugrunde gelegt werden. So wird z.B. nach der am weitesten verbreiteten 'First-Choice-Regel' angenommen, dass die Befragten das Produkt mit dem höchsten Gesamtnutzen wäh-

len. Der Gesamtnutzen stellt hierbei die Summe der Teilnutzen dar, die die einzelnen Produktmerkmale wie z.B. Preis, Aufschrift etc. stiften. Demgegenüber werden aus den Schätzkoeffizienten der DA für jeden Probanden Wahlwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Marken ermittelt, die anschließend über die gesamte Stichprobe summiert werden. Dieser probabilistische Ansatz hat zwei Vorteile: Zum einen werden in die Marktanteilsprognose nicht nur die Produktmerkmale, sondern auch weitere exogene Variablen einbezogen. Zum anderen trägt diese Vorgehensweise besser der Tatsache Rechnung, dass Markenwahlentscheidungen auch knapp ausfallen können. Wird Marke A nur knapp Marke B vorgezogen, so geht im Fall der First-Choice-Regel lediglich die Wahlentscheidung für A in die Marktanteilssimulation ein, während im Rahmen einer DA die relativ hohe Wahlwahrscheinlichkeit für B berücksichtigt wird. Die Defizite der First-Choice-Regel haben in jüngster Zeit vermehrt zum Einsatz probabilistischer Prognoseverfahren auch im Rahmen der traditionellen Conjoint-Analyse geführt (vgl. KLEIN, 2002: 31ff), so dass dieser Vorteil der DA relativiert werden muss.

Flexibilität in der Anwendung

Die vergleichende Argumentation ist bisher vor allem auf theoretisch-statistischer Ebene geführt worden. Im Rahmen einer empirischen Anwendung sind jedoch die Validität der Ergebnisse und die Flexibilität der Methode von größerer Bedeutung. Was die Validität betrifft, so sind in verschiedenen empirischen Vergleichsstudien zunächst nur geringe Unterschiede zwischen beiden Verfahren festgestellt worden (TEICHERT, 2000; VRIENS et al., 1998). Aber nur wenige dieser Studien basieren auf einem 'split-sample' Forschungsdesign. Durch die Bildung von 3 Teilstichproben konnten BOYLE et al. (2001) deutliche Unterschiede zwischen DA, rating-basierter CA und ranking-basierter CA herausarbeiten. Insbesondere die rating-basierte CA, die in der Marketingpraxis eine große Bedeutung hat, wird von den Autoren kritisiert. Bevor jedoch abschließende Aussagen in dieser Hinsicht getroffen werden können, bedarf es weiterer Forschungsaktivitäten. Im Hinblick auf die Flexibilität muss betont werden, dass die traditionelle CA nur unter Standardbedingungen (z.B. möglichst gleiche Anzahl an Attributen pro Merkmal) zu optimalen Ergebnissen führt. Bei experimentellen Methodenvergleichen, die auf solchen Standardsituationen basieren, bleibt aber die größere Flexibilität der DA unberücksichtigt. Folgende Aspekte sind hier zu nennen:¹³

- In traditionellen CA sollten alle Marken in den untersuchten Produktmerkmalen gleichmäßig variieren, während die DA markenspezifische Variationen erlaubt. Markenspezifische Betrachtungen sind z.B. notwendig, wenn bestimmte Marken-Merkmal kombinationen unrealistisch sind. Angenommen, in einem Markenwahlexperiment bei Frischmilch soll der Einfluss des 'Klick-Verschlusses' untersucht werden. Für eine Marke, die bisher nur in der Flasche angeboten wurde, macht die Untersuchung des 'Klick-Verschlusses' am Tetra Pak keinen Sinn, da sie aus Sicht der Konsumenten unrealistisch ist. Auch eine markenspezifische Gestaltung des Preisniveaus führt in vielen Fällen zu

einer realistischeren Entscheidungssituation. So können beispielsweise Choice-Sets vermieden werden, bei denen die Discounter-Marke teurer ist als das 'Ökoladenprodukt'.

- DA lassen die Option zu, keine der angebotenen Marken zu kaufen. Dies führt in vielen Fällen zu einem wesentlich realistischeren Entscheidungsmodell (vgl. HAHN, 1997: 192ff; HAAIJER et al., 2001).
- DA bieten die Möglichkeit, Probanden mit unterschiedlichen Choice-Sets zu konfrontieren. Gibt ein Proband z.B. an, grundsätzlich nicht die Supermarkt-Abteilung mit ökologischen Produkten aufzusuchen, wird ihm im Rahmen eines Markenwahl-experiments nur ein Sortiment konventioneller Waren vorgelegt. Werden dagegen in einem Supermarkt ökologische und konventionelle Produkte gemeinsam präsentiert, sollte auch das Markenwahl-experiment ein gemischtes Choice-Set beinhalten. In diesem Fall kann mit Hilfe des 'nested' Logit-Modells untersucht werden, ob die Konsumenten 'in ihren Köpfen' eine hierarchische Entscheidung treffen, bei der gedanklich nach 'bio' oder 'konventionell' vorsortiert wird.
- Die CA unterliegt verschiedenen Restriktionen, die deren Anwendungsbereich einschränken (vgl. SIMMONS und ESSER, 2000: 76ff). Die Qualität einer CA steigt, wenn alle Attribute gleich viele Ausprägungen haben. Diese Forderung kann aber in vielen praktischen Anwendungen der CA nicht eingehalten werden. Außerdem sollten die Attribute unabhängig voneinander sein, so dass CA im Fall von Marken-Preis-Interaktionen zu Schätzfehlern führen. In DA können solche Interaktionen explizit modelliert werden, so dass z.B. Informationen über die Preissensibilität unterschiedlicher Marken gewonnen werden können.
- Da Markenwahl-experimente einer realen Kaufsituation entsprechen, ermöglichen diese einen direkten Vergleich mit dem tatsächlich getätigten Einkaufsverhalten. Die Ergebnisse von DA können daher im Gegensatz zur CA extern validiert werden.
- Da im Rahmen der DA nur eine Wahlentscheidung notwendig ist, entfallen aufwendige Erläuterungen der Interviewer. Dadurch eignet sich dieses Verfahren im Gegensatz zur CA auch für schriftliche Erhebungen oder Internetbefragungen.
- Ergebnisse einer DA können aufgrund der mikroökonomischen Fundierung zu wohlfahrtsökonomischen Analysen herangezogen werden, was bei CA-Ergebnissen vermieden werden sollte (vgl. LOUVIERE, 2001: 25). Die Discrete-Choice-Analyse schlägt somit eine Brücke zwischen den methodischen Ansätzen des betriebswirtschaftlichen Marketings und der volkswirtschaftlichen Marktlehre.
- Soll allerdings eine größere Anzahl an Attributen (10 bis hin zu 30) untersucht werden, stößt die DA an ihre Grenzen. In dieser Situation empfiehlt sich der Einsatz der adaptiven Conjoint-Analyse (ACA), da hierbei jeder Proband nur die aus seiner Sicht wichtigen Produktmerkmale beurteilt. Dazu wird dem eigentlichen Conjoint-Experiment eine Reihe an Item-batterien vorgeschaltet, mit deren Hilfe diejenigen Produktmerkmale ermittelt werden, die für das befragte

¹³ Vergleiche auch COHEN, 1997.

Individuum relevant sind. Die ACA berücksichtigt somit, dass das menschliche Gehirn nur eine begrenzte Anzahl an Informationen simultan verarbeiten kann. Ein gewisser Nachteil der ACA besteht allerdings darin, dass eine vorgeschaltete Itembattery die Wahrnehmung der anschließend präsentierten Produktalternativen beeinflussen kann.

Fasst man die Diskussionspunkte zusammen, so muss zwischen einer theoretischen und einer anwendungsorientierten Argumentationsebene unterschieden werden. Discrete-Choice-Modelle weisen auf theoretischer Ebene klare Vorteile gegenüber der traditionellen Conjoint-Analyse auf. Insbesondere die mikroökonomische Anbindung und der ausgereifte stochastische Ansatz mit den verschiedenen Weiterentwicklungen haben in jüngster Zeit zu einer wachsenden Akzeptanz in einem wissenschaftlichen Kontext geführt (FRANSES und MONTGOMERY, 2002).

Auf einer Anwendungsebene hängt die Wahl zwischen DA und CA unter anderem von den zu untersuchenden Produktgruppen, den jeweiligen Fragestellungen und vom verfügbaren Marktforschungsbudget ab. In der explorativen Phase der Produktentwicklung insbesondere bei komplexen technischen Konsum- und Investitionsgütern hat die ACA deutliche Vorteile gegenüber der DA. Bei Kaufentscheidungen von Low-Involvement-Lebensmitteln, bei denen markenspezifische Effekte und Substitutionsbeziehungen zwischen Marken eine relativ große Bedeutung haben, spricht seine größere Flexibilität in vielen Fällen für den Einsatz der DA. So auch im folgenden, empirischen Teil dieses Beitrags, in dem untersucht wird, ob Preisreaktionen bei ökologischen Lebensmitteln und die Akzeptanz des Bio-Siegels markenspezifisch sind.

4. Empirische Analyse des Produktwahlverhaltens am Beispiel ökologisch produzierter Wurstwaren

Präferenzanalysen bei ökologischen Lebensmitteln haben in der Vergangenheit immer wieder zu ungenauen Ergebnissen geführt, da diese in der Regel zu wenig branchen- bzw. produktspezifisch gestaltet waren (vgl. SPILLER, 2001b: 455). Aktuelle Themen auf dem Gebiet des Marketings ökologischer Produkte, wie z.B. preispolitische Fragen oder die Akzeptanz von Qualitätszeichen, sollten daher künftig produktspezifisch bearbeitet werden. Es spricht sogar einiges dafür, dass selbst Analysen auf Produktebene nicht ausreichend differenzieren und markenspezifische Betrachtungen sinnvoll sind. So wird in der Fachliteratur argumentiert, dass die Wirkung von Gütezeichen einerseits von der Glaubwürdigkeit des Signalsenders abhängt (GIERL und WINKLER, 2000: 198ff) und andererseits bei schwachen Marken stärker ausgeprägt ist als bei starken Marken (SPILLER, 2001a: 49). Ebenso sind markenspezifische Preisreaktionen zu erwarten, wenn der Markt aus sehr unterschiedlichen Produkten besteht (etablierte Marken der Öko-Verbände versus neue Herstellermarken). Berücksichtigt man weiterhin, dass das Wahlverhalten bei ökologischen Produkten stark von individualspezifischen Variablen wie z.B. der Einstellung zum Tier- und Umweltschutz abhängt, stellt die DA ein geeignetes Verfahren dar, um die folgen-

den Fragestellungen zu untersuchen:¹⁴

1. Werden die Marken der Ökoverbände und die Öko-Handelsmarken im Kaufentscheidungsprozess der Konsumenten unterschiedlich wahrgenommen?
2. Ist der Einfluss des Bio-Siegels markenspezifisch oder markenneutral?
3. Reagieren die Konsumenten bei unterschiedlichen Öko-marken unterschiedlich preissensibel?
4. Unterscheiden sich Gelegenheitskäufer von Ökostammkunden in ihrem Einkaufsverhalten?

Aufbau der empirischen Studie

Als Beispielprodukt wurde die 'Leberwurst' ausgewählt. Leberwurst wird von deutlich mehr als 50 Prozent der Haushalte verzehrt und ist gleichzeitig ein sensibles Produkt, bei dem die Qualitätskommunikation durch Marken oder Gütezeichen eine relativ große Bedeutung hat: Einerseits werden Fleisch- und Wurstwaren von vielen Konsumenten generell kritisch beurteilt und andererseits wird Leberwurst häufig von Kindern verzehrt.

Stellvertretend für die Ökoverbände ist eine Bioland- und eine Demeter-Leberwurst in das Experiment aufgenommen worden. Im Gegensatz zu regional etablierten Verbänden sind Bioland und Demeter vielen Konsumenten deutschlandweit bekannt. Die Öko-Handelsmarken sind durch eine Bio-Wertkost-Leberwurst (Edeka) vertreten. Alle Produkte haben ein einheitliches Gewicht von 100g. Da bei der Planung der Studie keine vergleichbare Demeter-Leberwurst (100g, keine Glasverpackung etc.) verfügbar war, ist eine fiktive Wurst mit Demeter-Logo kreiert worden. In vielen Supermärkten wird ein breites Leberwurstsortiment angeboten, so dass keiner der befragten Personen die neu gestaltete Demeterwurst aufgefallen ist. Die Biolandwurst zeichnete sich, vor allem im Vergleich zur Bio-Wertkost-Variante, durch eine deutlich 'unprofessionellere' wenn gleich natürlichere Verpackungsgestaltung aus. Insgesamt wurde ein Produktsortiment verwendet, das einerseits aus möglichst realitätsnahen Produkten bestand, andererseits aber in dieser Zusammensetzung untypisch ist. Diese 'Sortimentsgestaltung' ermöglicht den direkten Vergleich zwischen den traditionellen Öko-Marken und einer neueren Öko-Handelsmarke. Das ist insbesondere im Hinblick auf die zunehmende Verbreitung von Biowaren in konventionellen Supermärkten von Interesse. Allerdings verhindert das Design eine externe Validierung der Daten, was im Rahmen einer DA methodisch durch den 'Verschnitt' aus Experimental- und Scannerdaten prinzipiell möglich ist (LOUVIERE et al., 2000).

Um den Kaufeinfluss des Produktpreises und des Bio-Siegels untersuchen zu können, sind beide Variablen im Wahlexperiment systematisch variiert worden. Dazu wurden alle drei Leberwürste fotografiert und anschließend am PC im Hinblick auf Preise und Bio-Siegel verändert. Die Biolandwurst wurde im Wechsel zu den Preisen von 1,78 € und 1,94 €, die Demeter-Wurst für 2,04 € und 1,78 € und die Edeka-Wurst für 1,78 €, 1,94 € und 2,04 € angeboten. Alle drei Marken wurden abwechselnd mit und ohne Bio-Siegel präsentiert. In einer ursprünglichen Version waren für die Edeka-Wurst lediglich die beiden unteren Preisstu-

¹⁴ Vergleiche hierzu die Argumentation in Abschnitt 3.

fen vorgesehen. Ergebnis eines Pretests zum Experimentaldesign war jedoch, dass die ohnehin beliebte Edeka-Wurst bei günstigen Preisen überproportional häufig gewählt worden ist, was keinem nutzenbalancierten Design entspricht (vgl. ZWERINA, 1997). Da Experimentaldesigns mit starker Präferenz für einzelne Marken statistisch nicht effizient sind, ist für die Edeka-Wurst eine dritte, höhere Preisausprägung hinzugefügt worden. Der Nichtkauf von Leberwurst wurde durch das Choice-Set nicht erfasst, da nur Produktverwender in die Stichprobe aufgenommen worden sind.

Alle verwendeten Choice-Sets mit je drei Leberwurstphotos waren in einer Mappe aufgelistet und wurden durch Weiterblättern gleichmäßig über die Probanden verteilt. Dabei hatte jede Person nur eine Wahl zu treffen, um eine reale Markenwahlentscheidung möglichst gut zu imitieren. Das Interview begann mit dem eigentlichen Markenwahlexperiment. Um neben den Variablen 'Preis' und 'Bio-Siegel' auch sozioökonomische Erklärungsgrößen in das Entscheidungsmodell aufnehmen zu können, sind die Probanden im Anschluss an die Markenwahlentscheidung nach ihrem Einkaufsverhalten, ihren Kaufmotiven für ökologische Lebensmittel, ihrer Haltung zur EU-Ökoverordnung und nach soziodemographischen Informationen befragt worden.

Da im Choice-Set zwei traditionelle Öko-Marken und eine neuere Handelsmarke vertreten waren, ist ein Einfluss der präferierten Einkaufsstätte auf die Markenwahlentscheidung zu erwarten. Die Einkaufsstättenpräferenz wurde dementsprechend von den Probanden erfragt. Auch Kaufmotive können zum Teil die Wahl am Point of Sale erklären. Konsumenten, die mit Ökoprodukten das Ziel einer höheren Lebensmittelsicherheit verfolgen, reagieren vermutlich stärker auf Gütezeichen, als solche, die ein höheres Geschmackserlebnis vor Augen haben. In der Literatur werden in diesem Zusammenhang häufig die Motive 'Gesundheit/Sicherheit/Kontrolle', 'Geschmack', 'Umwelt/Tierschutz' angeführt (SIMONS et al., 2001; BRUHN, 2001). Im Hinblick auf das Bio-Siegel ist schließlich von besonderem Interesse, wie die Befragten die Anforderungen der unterschiedlichen Ökoverbände im Vergleich zur EU-Ökoverordnung wahrnehmen. Tabelle 1 gibt eine Übersicht über alle Variablen des Schätzmodells und die entsprechenden Fragen im Fragebogen. Variablen, die zwar erhoben worden sind, aber keinen signifikanten Einfluss auf die Kaufentscheidung hatten (z.B. Haushaltgröße und Einkommen) sind nicht aufgeführt.

erhoben, die auf einem 'mobilen Stehtisch' positioniert waren. Die Dauer der Interviews betrug zwischen 10 und 15 Minuten. Als Grundgesamtheit ist die einkaufende Bevölkerung im Alter ab 16 Jahre bestimmt worden. Um hieraus eine annähernd repräsentative Stichprobe zu ziehen, wurden für die Hauptbefragung ausschließlich Standorte in Fußgängerzonen oder Einkaufspassagen gewählt. Erhebungen innerhalb von Lebensmittelgeschäften stoßen häufig auf den Widerstand der Marktleiter und bergen die Gefahr verzerrter Ergebnisse, da unterschiedliche Konsumententypen unterschiedliche Einkaufsstättenpräferenzen besitzen können. Eine Bevölkerungsstichprobe in Form einer Haustürbefragung schied einerseits aus Kostengründen aus und repräsentiert andererseits nicht unbedingt die einkaufende Bevölkerung. Da sich diese Umfrage thematisch ausschließlich mit Bioprodukten befasst, wurde nur mit denjenigen Passanten ein Interview durchgeführt, die entweder schon einmal Bioprodukte gekauft hatten oder sich für die Zukunft prinzipiell vorstellen konnten, Bioprodukte zu konsumieren. Überzeugte Nicht-Käufer von Bioprodukten wurden nicht befragt, wohl aber kalkulatorisch festgehalten. Die Interviewer hatten die Anweisung, nach jedem abgeschlossenen Interview diejenige Person anzusprechen, die als erste einen vorher definierten Bereich betritt. Hierdurch konnte die Gefahr von Auswahlverzerrungen (z.B. Auswahl nach Sympathie) verringert werden. Teilnahmeverweigerer wurden mit einem mechanischen Zähler registriert, um anschließend die Response-Rate errechnen zu können.

Insgesamt wurden 1.304 Passanten in Bremen, Hannover, Göttingen, Leipzig, Halle und Ulm befragt. Die Erhebungen wurden im März 2002 jeweils zwischen 10:00 und 18:00 durchgeführt. Eine Zusammenfassung der Stichprobe findet sich in Tabelle 2. Durch die Auswahl der Städte sollten mögliche Nord-Süd und West-Ost-Differenzen im Verbraucherverhalten identifiziert werden können. Des weiteren wurden die Standorte auch nach praktischen Kriterien wie beispielsweise der erteilten Befragungserlaubnis

Tabelle 1. Variablenübersicht*

Frageformulierung		modellierte Variable
Wo kaufen Sie Bioprodukte bzw. wo würden Sie Bioprodukte kaufen – -Naturkostladen-Hofladen-Supermarkt*-Reformhaus-Versand-Wochenmarkt		Supermarkt
Welche Bioprodukte kaufen Sie? – Eier-Obst-Gemüse*-Fleisch und Wurstwaren-Molkereiwaren-Trockenprodukte		Gemuese
Motive für den Kauf von Bioprodukten	...Bioprodukte sind gesünder	Gesund
	...Bioprodukte schmecken mir	Geschmack
	...Bioprodukte werden besser kontrolliert als andere Lebensmittel	Kontrolle
	...Die Tiere auf Biohöfen werden 'artgerecht' gehalten	Artgerecht
Einstellung zur EU-Verordnung	Die Anforderungen der EU-Ökoverordnung und die der Bioverbände (z.B. Bioland) sind unterschiedlich	EU-Verband
Geschlecht		Geschlecht
Alter		Alter

* aus einer größeren Anzahl an erhobenen Daten sind nur die im Modell signifikanten Variablen aufgeführt.

Die Daten zum Markenwahlexperiment und alle sozioökonomischen Zusatzinformationen wurden an 4 Laptops¹⁵

ausgewählt. Im Vergleich zum Bundesdurchschnitt besteht in der Stichprobe ein leichter Überhang an weiblichen Be-

¹⁵ Die Fragebögen wurden auf der Basis des Softwarepakets 'Microsoft Access 97' programmiert. Die Formularansicht dieses Programms bietet gute Darstellungsmöglichkeiten der Fra-

gen und die integrierte Programmiersprache 'Visual Basic' ermöglicht Filterführungen, randomisierte Reihenfolgen, Plausibilitätschecks etc.

Tabelle 2. Informationen zur Stichprobe

Datum	Stadt	Standort	Interviewer	Abgeschl. Interviews	Altersschnitt	Geschlechtsverteilung	Response-Rate
18.02-01.03	Vechta (Pretest)	vor Familia-Markt	2				
04.03	Bremen	Katharinen-Passage	2	97	38	w = 57% m = 43%	22 %
05.03							29 %
06.03							26 %
07.03	Hannover	Platz der Weltausstellung	3	211	38	w = 61% m = 39%	26 %
08.03							38 %
11.03							44 %
12.03	Göttingen	Gänseliesl-Brunnen	4	316	33	w = 58% m = 42%	45 %
13.03							45 %
14.03							45 %
15.03	Ulm	Berblinger Denkmal	4	341	35	w = 60% m = 40%	46 %
18.03							40 %
25.03							28 %
26.03	Leipzig	Grimmaische Straße	2/3	151	32	w = 60% m = 40%	29 %
27.03							28 %
28.03							29 %

'Siegel2 * gelegen' anzeigt, wie sich Gelegenheitskäufer verhalten, wenn das Bio-Siegel auf Biolandwürsten (Bioland = 2) eingeführt wird. Alle in Tabelle 3 aufgeführten Variablen und Interaktionsterme gingen abschließend in ein additives Schätzmodell ein. Die entsprechenden Schätzkoeffizienten sind in Spalte 3 der Tabelle 3 aufgeführt.

Im Gegensatz zur CA können neben den Produktmerkmalen und den Interaktionsvariablen auch individuenspe-

fragten (60%), jüngeren Altersgruppen und Studenten. Das dürfte einerseits mit der Auswahl der Befragungsstädte (Göttingen, Halle) andererseits aber auch mit dem geringen Altersdurchschnitt der Interviewer zusammenhängen.

Anmerkungen zur Ergebnisinterpretation und zur Datenaufbereitung

Die Schätzkoeffizienten (Logit-Koeffizienten) im konditionalen Logit-Modell sind gemäß Gleichung (6) in Abschnitt 2 nicht linear mit der endogenen Variablen verknüpft. Dies erschwert die Interpretation der Ergebnisse, so dass die folgende Darstellung vor allem anhand der t-Statistiken erfolgt, welche Auskunft über die Richtung (Vorzeichen) und über die Stärke des beobachteten Effektes geben. Darüber hinaus lässt die t-Statistik einen direkten Vergleich der Variablen innerhalb einer Modellschätzung zu, während die Schätzkoeffizienten eines Modells bei unterschiedlichen Standardfehlern nicht miteinander verglichen werden können. Für die zentralen Fragestellungen werden zusätzlich Marktanteile simuliert und Elastizitäten berechnet, um so die Interpretation der Ergebnisse zu erleichtern.

Um eine marken- und zielgruppenspezifische Parameterschätzung durchführen zu können, musste der Datensatz entsprechend aufbereitet werden. In einem ersten Schritt wurden alternativen-spezifische Siegel- und Preisvariablen gebildet, mit deren Hilfe der Einfluss des Bio-Siegels und des Produktpreises getrennt für jede der drei Marken geschätzt werden konnte. Eine unterschiedliche Preissensibilität in Bezug auf die drei Leberwürste konnte allerdings nicht nachgewiesen werden, so dass die alternativen-spezifischen Preisvariablen in weiteren Analysen keine Berücksichtigung mehr fanden.

In einem zweiten Schritt der Datenvorbereitung wurden durch die Multiplikation von jeweils zwei Variablen Interaktionsterme gebildet, die in Bezug auf die Siegel- und Preiseffekte eine Differenzierung nach Bio-Stammkunden und Gelegenheitskäufern ermöglichen. So misst die Variable 'Siegel1 * Stamm', wie Bio-Stammkunden auf die Einführung eines Bio-Siegels bei Demeterwurst (Demeter = 1) reagieren, während die Variable

zifische Variablen als Erklärungsgrößen des Wahlverhaltens herangezogen werden. Bei der Interpretation solcher sozioökonomischen Variablen ist jedoch zu bedenken, dass sich die Modellergebnisse immer auf eine Referenzgröße beziehen. In der Modellschätzung (Tabelle 3) stellt die Edeka-Leberwurst die Referenzmarke dar. Wenn z.B. die Variable 'Supermarkt_1' einen signifikant negativen Einfluss auf die Wahlwahrscheinlichkeit für das Demeterprodukt ausübt (t-Statistik = -2.01) so ist dieser Effekt immer in Relation zum Referenzprodukt (hier Bio-Wertkost der Edeka) zu betrachten. Dasselbe gilt für die in Tabelle 3 dargestellten alternativen-spezifischen Konstanten. So sagt das negative Vorzeichen der Variablen 'Konstante_1' aus, dass alle nicht im Modell berücksichtigten Einflüsse zusammen genommen einen negativen Einfluss auf die Wahlwahrscheinlichkeit von Demeterwurst in Relation zur Edekawurst ausüben.

Ergebnisse der Modellschätzung

Das konditionale Logit-Modell (vgl. Tabelle 3) wurde mit dem Softwarepaket STATA 7.0 geschätzt. Das Gesamtmodell ist signifikant, da der Likelihood-Ratio-Test die Null-Hypothese, dass alle exogenen Variablen bedeutungslos sind, mit einer hohen Irrtumswahrscheinlichkeit verwerfen konnte ($p=0.0000$). Dennoch fällt der Wert von 94,40 (LR-Statistik) vergleichsweise gering aus. Die Tatsache, dass die zu beurteilenden Produkte vielen Probanden nicht geläufig waren, dürfte einerseits eine gewisse 'Präferenzunsicherheit' bedingen. Andererseits sind keine Urteile zur Verpackungsgestaltung abgefragt worden, so dass nicht alle kaufrelevanten Einflüsse modelliert worden sind. Allerdings lag der Schwerpunkt der Studie nicht in der möglichst umfassenden Erklärung der Markenwahlentscheidung, sondern in der Messung spezieller (Interaktions-) Effekte, so dass vor allem die zum Teil hochsignifikanten t-Statistiken der Einzelvariablen von inhaltlichem Interesse sind.

Mit Hilfe des Hausman-Tests konnte die IIA-Annahme bestätigt werden. Eine möglicherweise engere Substitutionsbeziehung zwischen der Bioland- und Demeterleberwurst als gegenüber der Bio-Wertkost-Wurst kann somit entweder durch exogene Modellvariablen erklärt werden

oder ist nicht existent. Der Einsatz des einfachen konditionalen Logit-Modells ist folglich gerechtfertigt (vgl. Abschnitt 3).

Andererseits konnten keine markenspezifischen Preisreaktionen festgestellt werden. Da Konsumenten insbesondere auf starke Marken preisunsensibel reagieren, legen die Ergebnisse die Vermutung nahe, dass zumindest Gelegenheitskäufer keine der drei Leberwürste bisher als starke Marke wahrnehmen.

Neben der Differenzierung von Bio-Stammkunden und Gelegenheitskäufern sind weitere Variablen des Kaufverhaltens im Modell berücksichtigt worden. So wird deutlich, dass die Bioland- und die Demeterwurst von Supermarktkunden signifikant seltener gewählt werden als das Referenzprodukt der Edeka. Demgegenüber haben Konsumenten, die Gemüse als ihr wichtigstes Bioprodukt ansehen, eine Vorliebe für die traditionelle Marke Demeter (Gemuese_1: 2,12). Genauso ziehen Befragte, die aus Geschmacksgründen Bioprodukte kaufen, Produkte der Marke 'Demeter' vor. Demgegenüber hat die Variable 'Gesund' keinen signifikanten Einfluss auf die Markenwahl. Etwas überraschend fällt die Markenwahlentscheidung bei Konsumenten aus, die der Meinung sind, dass Tiere auf Biohöfen 'artgerecht' gehalten werden. Diese ökologisch orientierte Käuferschicht bevorzugt die Edeka-Leberwurst. Der Befund könnte damit zusammenhängen, dass es gerade Tierschutzaspekte und Fragen der Lebensmittelsicherheit sind, die auch die Supermarktkunden hin und wieder zum Kauf von Ökoprodukten bewegen, ohne dass diese tatsächlich von einer geschmacklichen und gesundheitlichen Überlegenheit der Ökowaren überzeugt sind.¹⁶

Eine weitere Größe, die das Produktwahlverhalten beeinflusst, ist die Variable 'EU-Verband'. Sie unterscheidet Befragte, die der Meinung sind, dass sich die Anforderungen der EU-Ökoverordnung und die der Bioverbände unterscheiden von Personen, die hier keinen Unterschied vermuten. Wie zu erwarten, wählen diejenigen Probanden, die einen Unterschied sehen, eher das Demeter- oder das Biolandprodukt. Die Meinung über die Ökorichtlinien beeinflusst demnach deutlich das Wahlverhalten bei Konsumenten ökologischer Lebensmittel, wobei wahrgenommene Unterschiede eher zu einem Kauf der Marke Demeter (t-Statistik = 2,41) als der Marke Bioland (t-Statistik = 1,81) führen.

Die soziodemographischen Variablen haben einen unterschiedlichen Einfluss auf die Markenwahlentscheidung. Angesichts unterschiedlicher Preisniveaus der drei Leberwürste wäre ein Einfluss des Einkommens und der Haushaltsgröße auf die Markenwahl zu erwarten gewesen. Beide Variablen haben aber keinen signifikanten Effekt. Demgegenüber hängt die Entscheidung deutlich vom Alter der befragten Personen und von ihrem Geschlecht ab. Männliche Personen bevorzugen hochsignifikant die Bioland-

**Tabelle 3. Ergebnisse der Modellschätzung
(1=Demeter, 2=Bioland, Edeka=Referenzgröße)**

Variablentyp	Variablenname	Koeffizient	t-Statistik
Interaktionsvariablen			
Alternativen-spezifische Variablen	Siegel1 * Stamm	-0.37	-0.79
	Siegel1 * Gelegen	-0.1	-0.33
	Siegel2 * Stamm	0.68	2.57 ***
	Siegel2 * Gelegen	0.16	0.84
	Siegel3 * Stamm	-0.31	-1.01
Generische Variablen	Siegel3 * Gelegen	0.32	1.63 *
	Preis * Stamm	0.19	0.25
	Preis * Gelegen	-1.99	-4.83 ***
Koeffizienten Demeter			
Sozioökonomische Variablen	Supermarkt_1	-0.33	-2.01 **
	Gemuese_1	0.40	2.12 **
	Gesund_1	0.23	1.21
	Geschmack_1	0.43	2.32 **
	Kontrolle_1	-0.23	-1.25
	Artgerecht_1	-0.35	-1.67 *
	EU-Verband_1	0.49	2.41 **
	Alter_1	0.01	-2.26 **
	Geschlecht_1	0.26	1.34
Alternativen-spezifische Konstante	Konstante_1	-1.05	-1.78 *
Koeffizienten Bioland			
Sozioökonomische Variablen	Supermarkt_2	-0.33	-1.7 *
	Gemuese_2	0.27	1.4
	Gesund_2	0.26	1.33
	Geschmack_2	0.06	0.33
	Kontrolle_2	-0.24	-1.27
	Artgerecht_2	-0.44	-2.11 **
	EU-Verband_2	0.38	1.81 *
	Alter_2	0.02	-2.53 **
	Geschlecht_2	0.55	2.87 ***
Alternativen-spezifische Konstante	Konstante_2	-1.62	-2.65 **

0,1 > p > 0,05 ** 0,05 > p > 0,01 *** 0,01 > p
LR-Statistik: 94,40 (0.0000); Log Likelihood: 853,6

Quelle: eigene Berechnungen

Betrachtet man in Tabelle 3 zunächst den Einfluss des Bio-Siegels, so wird deutlich, dass dieses keinen signifikanten Einfluss auf die Wahl der Marke Demeter (=1) ausübt. Dies kann dadurch erklärt werden, dass gerade die Demeter-Käufer von einer überlegenen Qualität dieses Produkts überzeugt sind. Ein Bio-Siegel, das lediglich den Standard der EU-Ökoverordnung repräsentiert, würde hier zu keinem Marktanteilsgewinn führen. Überraschend ist in diesem Zusammenhang allerdings, dass das Siegel gerade die Bio-Stammkunden zur Wahl der Marke Bioland (=2) motiviert (t-Statistik = 2,57). Im Hinblick auf die Edeka-Leberwurst (=3) begrüßen vor allem Gelegenheitskäufer das Bio-Siegel (t-Statistik = 1,63). Möglicherweise trauen Stammkunden dem Siegel auf einem Biolandprodukt mehr als auf einem Edeka-Produkt.

Deutliche Unterschiede konnten in der Preisreaktion zwischen Stammkunden und Gelegenheitskäufern ausgemacht werden. Während erstere nicht signifikant auf Preisschwankungen reagieren, ist der Preis bei Gelegenheitskäufern mit Abstand das wichtigste Kaufkriterium (t-Statistik = -4,83).

¹⁶ Dass Tierschutzaspekte nicht in erster Linie mit den traditionellen Ökomarken in Verbindung gebracht werden, zeigen auch Ergebnisse einer bisher unveröffentlichten Studie mit konventionellen und ökologischen Wurstprodukten. Dort griffen Konsumenten, die auf Tierschutz wert legen, signifikant häufiger zum dem 'Du Darfst - Produkt' als zum Biolandprodukt.

wurst.¹⁷ In diesem Zusammenhang ist anzumerken, dass weibliche Probanden häufig am Rande des Interviews positive Anmerkungen zur Verpackung der Edeka-Wurst gemacht haben. Im Rahmen dieser Studie sind jedoch keine weiteren produktspezifischen Einstellungsfragen gestellt worden, so dass die Gründe dieses Zusammenhangs nicht statistisch untersucht werden können. Schließlich kann gezeigt werden, dass vor allem jüngere Probanden zu Leberwürsten der traditionellen Ökolandbauverbände greifen, während ältere Personen die Edeka-Wurst vorziehen.

Marktanteilssimulationen und Berechnung der Elastizitäten

Während die in Tabelle 3 dargestellten Koeffizienten und t-Statistiken der Parameterschätzungen den Einfluss verschiedener Variablen auf das Kaufverhalten anzeigen, geben Marktanteilssimulationen und Elastizitäten ein leichter zu interpretierendes, wenngleich inhaltlich identisches, Bild der geschätzten Einflussgrößen wider. Darüber hinaus wird das tatsächliche Marktgewicht jeder einzelnen Marke transparent. Um aus dem empirischen Entscheidungsmodell Marktanteile abzuleiten, werden mit Hilfe der geschätzten Logit-Koeffizienten für jedes befragte Individuum die Wahlwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Marken ermittelt. Anschließend werden die Auswahlwahrscheinlichkeiten aller befragten Personen markenspezifisch aufsummiert, was dem jeweiligen Marktanteil (=Absatzanteil) am fiktiven Drei-Produkt-Markt entspricht. Sind die exogenen Größen metrisch skaliert, bietet sich anstelle einer Marktanteilsberechnung eine Darstellung in Form von Elastizitäten an.

In Tabelle 4 sind die Marktanteile und Elastizitäten differenziert nach Bio-Stammkunden und Gelegenheitskäufern aufgeführt. Dabei wird deutlich, dass das Demeterprodukt mit 38,9% Marktanteil einen leichten Vorsprung vor den beiden anderen Würsten hat. Besonders ausgeprägt ist dieser Vorsprung in der Gruppe der Stammkunden (44,6%). Auffällig ist die vergleichsweise schwache Stellung der Biolandwurst, was mit der unprofessionell gestalteten Verpackung zusammenhängen könnte. Biolandwurst wird eher von Gelegenheitskäufern als von Stammkunden bevorzugt (32,8% vs. 26,7%). Die in Tabelle 4 ebenfalls dargestellten,

(plus 3,1 Prozentpunkte) leicht von der Einführung des Bio-Siegels profitieren.¹⁸ Dieser Effekt fällt allerdings in den beiden Gruppen Stammkunden und Gelegenheitskäufer deutlich unterschiedlich aus. Die Gruppe der Stammkunden reagiert im Fall der Biolandwurst sehr positiv auf das Bio-Siegel, was im Rahmen des fiktiven 3-Marken-Marktes zu einem Marktanteilsgewinn von 15 Prozentpunkten führen würde. Die Gelegenheitskäufer (plus 2,6 Prozentpunkte) zeigen sich wenig beeindruckt von einem Bio-Siegel auf der Biolandwurst. Demgegenüber reagieren die Stammkunden negativ auf eine Siegeleinführung bei der Edeka-Wurst, während die Gelegenheitskäufer diesen Schritt begrüßen.

Die Berechnung der Eigenpreiselastizitäten erfolgte ausgehend von den folgenden, realistischen Produktpreisen: Demeter 2,04 €, Bioland 1,94 €, Bio-Wertkost 1,78 €. Wie bereits anhand der Schätzkoeffizienten in Tabelle 3 abgelesen werden kann, reagieren die Bio-Stammkunden unelastisch auf Preisänderungen bei allen drei Marken, während bei den Gelegenheitskäufern Eigenpreiselastizitäten von -1,66 bis -2,11 beobachtet werden können.¹⁹

5. Schlussfolgerungen

Die eingangs geforderte produkt- und markenspezifische Präferenzanalyse konnte für ökologisch produzierte Leberwürste unterschiedliche Wirkungen in Bezug auf das Bio-Siegel aufzeigen. Während der Bekanntheitsgrad des Siegels auf alle drei Marken gleichermaßen wirkt, üben offensichtlich andere Faktoren einen markenspezifischen Einfluss aus. Es ist zu vermuten, dass das wahrgenommene Kaufrisiko und die Glaubwürdigkeit des Qualitätszeichens von Marke zu Marke variieren. Wenn über Jahre bereits eine strenge Qualitätspolitik verfolgt und erfolgreich kommuniziert wird, tragen zusätzliche Gütezeichen wenig zur weiteren Verringerung des subjektiven Kaufrisikos bei und beeinträchtigen unter Umständen sogar die Glaubwürdigkeit des Zeichens. Dies kann im Extremfall bis hin zu einer negativen Wirkung eines Qualitätszeichens führen (vgl. Demeter in Tabelle 3). So geht auch aus dem Antwortverhalten der Demeterkäufer hervor, dass diese das Qualitätsniveau von Demeter höher einschätzen als durch das neue Bio-Siegel garantiert werden kann. Die Ergebnisse bestäti-

Tabelle 4. 'Marktreaktionen' von Bio-Stammkunden und Bio-Gelegenheitskäufern auf die Einführung des Bio-Siegels und auf Preisänderungen

	Ausgangslage ohne Bio-Siegel (Marktanteile in Prozent)			Marktanteilsveränderungen durch das Bio-Siegel (in Prozentpunkten)						Eigenpreis- elastizitäten		
				Siegel auf Biolandwurst			Siegel auf Edekawurst					
	Ges.	Sta.	Gel.	Ges.	Sta.	Gel.	Ges.	Sta.	Gel.	Ges.	Sta.	Gel.
Demeter	38.9	44.6	37.6	- 2.9	- 9.2	- 1.5	- 1.6	+ 3.5	-2.7	-1.68	0.21	-2.10
Bioland	31.6	26.7	32.8	+ 5.0	+ 15.0	+ 2.6	- 1.5	+ 2.2	-2.4	-1.67	0.27	-2.11
Bio-Wertkost	29.5	28.7	29.7	- 2.0	- 5.7	- 1.2	+ 3.1	- 5.7	+5.1	-1.31	0.24	-1.66
Gesamt	100	100	100	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0			

Ges. = Gesamt; Sta. = Bio-Stammkunden; Gel. = Bio-Gelegenheitskäufer

Quelle: eigene Berechnungen

durch das Siegel bedingten Veränderungen der Marktanteile zeigen, dass Bioland (plus 5 Prozentpunkte) und Edeka

¹⁷ Da die Variable Geschlecht mit weiblich = 1 und männlich = 2 kodiert ist, zeigt ein positives Vorzeichen eine Bevorzugung durch männliche Probanden an.

¹⁸ Der tendenziell negative Einfluss des Siegels auf das Demeterprodukt ist hier nicht modelliert worden, da die Effekte nicht signifikant sind.

¹⁹ Die Tatsache, dass die Bio-Stammkunden sogar invers reagieren, sollte nicht überbewertet werden, da der Effekt nicht signifikant ist (t-Statistik = 0,25).

gen den in der Literatur diskutierten Interessenkonflikt zwischen einer Markenbildung und der Vergabe von Gütezeichen (vgl. SPILLER, 2001a). Hiernach sind Anbieter mit geringeren Qualitätsstandards stärker an Gütezeichen interessiert, als die 'Qualitätsführer', für die die hohen Standards ein Alleinstellungsmerkmal darstellen.

Im Gegensatz zum Effekt des Bio-Siegels konnte das Kaufexperiment keine wesentlichen Unterschiede in den Preiselastizitäten der drei Marken ermitteln. Aus Sicht der befragten Verbraucher dürften alle drei Marken lediglich als schwache Marken wahrgenommen werden (geringe Werbeaufwendungen, keine emotionale Positionierung, fehlende Ubiquität etc.). Dies gilt insbesondere für die Bio-Gelegenheitskäufer, die im Hinblick auf alle drei untersuchten Marken sehr preissensibel reagieren. Demgegenüber haben sich offensichtlich die langjährigen Biokunden auf eine konkrete Marke festgelegt und lassen sich eher durch das Qualitätsargument 'Bio-Siegel' und weniger durch den Preis in ihrer Markenwahl beeinflussen.

Anbieter ökologischer Wurstwaren, die in Zukunft vermehrt Gelegenheitskäufer im Supermarkt ansprechen wollen, sollten sich der hohen Eigenpreiselastizität ihrer Produkte bewusst sein. Aufgrund verlockender Marktanteilsgewinne durch Preissenkungen dürfte die Gefahr eines scharfen Preiswettbewerbs relativ hoch sein. Einen weiteren Druck auf die Preise üben eine politisch geförderte Angebotsausweitung und ein immer noch vorhandener preispolitischer Spielraum aus (SPILLER, 2001b). In dieser Situation sind die zumindest kurzfristigen positiven Marktanteileffekte des Bio-Siegels willkommen. Bis auf den Verband 'Demeter' kann daher allen Anbietern empfohlen werden, das Siegel zu verwenden. Bei einer weiteren Verbreitung des Bio-Siegels - insbesondere auch durch ausländische Anbieter - reduziert sich allerdings der positive Marktanteileffekt für die einzelnen Hersteller bzw. Verbände. Die Frage, ob das Bio-Siegel mittel- und längerfristig das Vertrauen in die Märkte für ökologische Produkte verbessert und ihr Wachstum fördert, kann anhand der erhobenen Daten nicht beantwortet werden und verlangt weiterführende Studien auf diesem Gebiet. In Folgestudien sollte außerdem überprüft werden, ob sich die getroffenen Aussagen auf andere Produktgruppen übertragen lassen. Auch könnten künftig Verpackungsmerkmale in das Experimentaldesign einbezogen werden.

In methodischer Hinsicht stellt sich abschließend die Frage, wie kaufbeeinflussende Produktmerkmale bei Lebensmitteln - insbesondere 'Marke' und 'Preis' - valide gemessen werden können. Kompositionelle Ansätze wie die multiattributive Einstellungsmessung sind in der Marktforschung sehr weit verbreitet, führen aber zu verzerrten Ergebnissen. Immer wenn einzelne Produktmerkmale separat von den Probanden bewertet werden, werden wichtige Merkmale unter- und unwichtige Attribute überschätzt (z.B. Teichert, 2000: 154). Diese Tendenz wird bei 'sensiblen' Merkmalen noch durch sozial erwünschtes Antwortverhalten unterstützt. So haben eigene Untersuchungen gezeigt, dass sich Probanden selbst ungern als preissensibel einschätzen und in der Regel die Bedeutung von Umweltschutzaspekten überbewerten. Beides führt zu einer Überschätzung der Preisbereitschaft für ökologische Lebensmittel.

Markenwahlexperimente haben gegenüber kompositionellen Präferenzanalysen den Vorteil, dass sie den Hintergrund

wichtiger Untersuchungsparameter (hier Preis und Bio-Siegel) verbergen und zu realistischen Wahlhandlungen führen. Sowohl die traditionelle Conjoint-Analyse als auch die Discrete-Choice-Analyse können als experimentelle Forschungsansätze bezeichnet werden, so dass in beiden Fällen keine Überschätzung der zentralen Produktmerkmale 'Marke' und 'Preis' zu erwarten ist. Welcher der beiden Methoden im konkreten Fall der Vorzug gegeben wird, hängt vom Marktforschungsbudget, der Produktgruppe und den inhaltlichen Fragestellungen ab. Insbesondere bei der Modellierung realitätsnaher Low-Involvement-Situationen, bietet die flexiblere DA mehr Analysemöglichkeiten und liefert auch detailliertere Ergebnisse. Das gilt insbesondere für den Lebensmittelbereich, weil dort markenspezifische Effekte und Substitutionsbeziehungen zwischen Marken eine relativ große Bedeutung haben. Die Berechnungen der Marktanteile und der Elastizitäten verdeutlichen darüber hinaus, dass mit der DA Ergebnisse produziert werden können, die für die Beratungspraxis von unmittelbarem Nutzen sind. Die Auswahlmöglichkeit zwischen einer fundierten wissenschaftlichen Ergebnisdarstellung (z.B. t-Statistiken) und einer Präsentation von Marktanteilssimulationen und Preiselastizitäten für das Management macht die DA insbesondere im Rahmen von Kooperationen zwischen Wissenschaft und Praxis/Politikberatung zu einer attraktiven Methode. Darüber hinaus könnte die Glaubwürdigkeit der DA noch durch die externe Validierung der Ergebnisse gesteigert werden. Künftige Studien sollten daher verstärkt Scannerdaten als Vergleichsmaßstab heranziehen.

Die vorgestellte Fallstudie zeigt jedoch auch grundsätzliche Probleme der experimentellen Konsumentenforschung auf: So sind die getroffenen Aussagen abhängig von den Details des Studiendesigns wie z.B. von der Schriftgröße der Preisinformationen, von der Platzierung des Bio-Siegels etc. Insbesondere bei Low-Involvement-Produkten sollte versucht werden, die Choice-Sets möglichst realitätsnah zu präsentieren, um anschließend Empfehlungen für die Praxis machen zu können. Durch die Verwendung von Produktbildern real existierender Waren und die Imitation eines üblichen Preisschildes, ist diesem Anspruch an dieser Stelle weitestgehend Rechnung getragen worden. Die ermittelten Marktanteile dürften daher auch in der Bio-Abteilung eines konventionellen Supermarktes wieder zu finden sein, da genau diese Point-of-Sale Situation durch das Studiendesign und durch die Auswahl der Stichprobe approximiert worden ist.

Eine möglichst realitätsnahe Gestaltung der Wahlsituation kann andererseits aber einer genaueren Ursachenanalyse und einer Verallgemeinerung der Ergebnisse entgegenstehen. Aus den empirischen Informationen kann beispielsweise nicht abgeleitet werden, ob der relativ geringe Bio-land-Marktanteil eher auf das Image des Verbandes oder eher auf die Verpackungsgestaltung zurückzuführen ist. Eine Präsentation von Choice-Sets, bei denen die einzelnen Attribute und Marken nur verbal beschrieben werden, würde vom Einfluss der Verpackung abstrahieren und in dieser Frage eine Antwort zulassen. Alternativ wäre auch denkbar, über das eigentliche Wahlexperiment hinaus, Einstellungsfragen zu den unterschiedlichen Verpackungen zu stellen. Erfolgt die Einstellungsmessung im Anschluss an das Wahlexperiment würde das sowohl den Ansprüchen eines

realitätsnahen Experiments als auch einer detaillierten Ursachenforschung genügen, so dass Informationen aus der multiattributiven Einstellungsforschung sinnvoll mit einem experimentellen Ansatz verbunden werden können.²⁰

Literatur

- ASHOK, K. (2002): Extending Discrete Choice Models to Incorporate Attitudinal and Other Latent Variables. In: *Journal of Marketing Research* 39 (1): 31-46.
- BACKHAUS, K.; B. ERICHSON, W. PLINKE und R. WEIBER (2000): *Multivariate Analysemethoden Eine anwendungsorientierte Einführung*. Springer Verlag.
- BALDERJAHN, I. (1994): Der Einsatz der Conjoint-Analyse zur empirischen Bestimmung von Preisresponsefunktionen. In: *Marketing Zeitschrift für Forschung und Praxis* 16: 12-20.
- BAUMGARTNER, B. und H. HRUSCHKA (2002): Ein Discrete Choice-Modell zur Erklärung von Markentreue auf Grundlage von Theorien des Lernens und der wahrgenommenen Unsicherheit. In: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 54: 299-316.
- BENNETT, J. und R. BLAMEY (2001): *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*. Edgar Elgar, Cheltenham u.a.
- BOYLE, K.J., T.P. HOLMES, M.F. TEISL und B. ROE (2001): A Comparison of Conjoint Analysis Response Formats. In: *American Journal of Agricultural Economics* 83 (2): 441-454.
- BRUHN, M. (2001): Verbrauchereinstellungen zu Bioprodukten - Der Einfluss der BSE-Krise 2000/2001. Kiel, Institut für Agrarökonomie, Lehrstuhl für Agrarmarketing, Arbeitsbericht Nr. 20.
- BURTON, M., D. RIGBY, T. YOUNG und S. JAMES (2001): Consumer Attitudes to Genetically Modified Organisms in Food in the UK. In: *European Review of Agricultural Economics* 28 (4): 479-498.
- COHEN, S.H. (1997): Perfect Union - CBCA Marries the Best of Conjoint and Discrete Choice Models. In: *Marketing Research* 9 (1): 12-17.
- ERDEM, T. und R. WINER (2002): Introduction to the Special Issue on Choice Modeling. In: *Marketing Letters* 13 (3): 157-162.
- FRANSES, P.H. und A.L. MONTGOMERY (2002): *Econometric Models in Marketing*. JAI, Amsterdam u.a.
- GIERL, H. und S. WINKLER (2000): Neue Gütezeichen als Qualitätssignale. In: *Marketing Zeitschrift für Forschung und Praxis* 3: 197-207.
- GUSTAFSSON, A., A. HERRMANN und F. HUBER (2000): *Conjoint Measurement – Methods and Applications*. Springer, Berlin u.a.
- HAAIJER, R., W. KAMAKURA und M. WEDEL (2001): The 'no-choice' Alternative in Conjoint Choice Experiments. In: *Journal of the Market Research Society* 43 (1): 93-106.
- HAHN, C. (1997): Conjoint- und Discrete Choice-Analyse als Verfahren zur Abbildung von Präferenzstrukturen und Produktauswahlentscheidungen - Ein theoretischer und computergestützter empirischer Vergleich. LIT-Verlag, Münster.
- HANLEY, N., D. MACMILLAN, R.E. WRIGHT, C. BULLOCK, I. SIMPSON, D. PARISSON und B. CRABTREE (1998): Contingent Valuation Versus Choice Experiments: Estimating the Benefits of Environmentally Sensitive Areas in Scotland. In: *Journal of Agricultural Economics* 49 (1): 1-15.
- KLEIN, M. (2002): Die Conjoint-Analyse - Eine Einführung in das Verfahren mit einem Ausblick auf mögliche sozialwissenschaftliche Anwendungen. In: *ZA-Information* 50: 7-45.
- LONG, J.S. (1997): *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, Sage Publications, California u.a.
- LONG, J.S. und FREESE, J. (2001): *Regression Models for Categorical Dependent Variables using STATA*. STATA Press, Texas.
- LOUVIERE, J., D. HENSHER und J. SWAIT (2000): *Stated Choice Methods: Analysis and Application*. Cambridge University Press, Cambridge.
- LOUVIERE, J.J. (2001): Choice Experiments: An Overview of Concepts and Issues. In: Bennett, J. und R. Blamey: *The Choice Modelling Approach to Environmental Valuation*. Cambridge University Press, Cheltenham u.a.: 13-36.
- MAIER, G. und P. WEISS (1990): *Modelle diskreter Entscheidungen: Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften*. Springer, Wien.
- MCFADDEN (1986): The Choice Theory Approach to Marketing Research. In: *Marketing Science* 5 (4): 275-297.
- (2002): Epilogue. In: *Marketing Letters* 13 (3): 307-310.
- MÜLLER, M. (2002): Präferenzen und Zahlungsbereitschaften für ausgewählte Landschaftsfunktionen: ökonomische Bewertung der Umwelt auf der Basis der adaptiven Conjoint-Analyse. Vauk, Kiel.
- SIMMONS, S. und M. ESSER (2000): Developing Business Solutions from Conjoint Analysis. In: Gustafsson, A., A. Herrmann und F. Huber: *Conjoint Measurement – Methods and Applications*: 67-96.
- SIMONS, J., C. VIERGBOOM, I. HÄRLEN (2001): Einfluss des Images von Bio-Produkten auf den Absatz der Erzeugnisse. In: *Agrarwirtschaft* 50 (5): 286-293.
- SPILLER, A. (2001a): Gütezeichen oder Markenartikel? In: *Fleischwirtschaft* 6: 47-50.
- (2001b): Preispolitik für ökologische Lebensmittel: Eine Neo-institutionalistische Analyse. In: *Agrarwirtschaft* 50 (7): 451-461.
- TEICHERT, T. (2000): Auswirkungen von Verfahrensalternativen bei der Erhebung von Präferenzurteilen. In: *Marketing Zeitschrift für Forschung und Praxis* 2: 145-159.
- THOMPSON, G.D. und J. KIDWELL (1998): Explaining the Choice of Organic Produce: Cosmetic Defects, Prices, and Consumer Preferences. In: *American Journal of Agricultural Economics* 80 (2): 277-287.
- TRAIN, K. (1986): *Qualitative Choice Analysis - Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*. MIT Press, Cambridge.

²⁰ Auf einem ähnlichen Methoden-Mix basiert im Übrigen auch die adaptive Conjoint-Analyse (ACA).

Agrarwirtschaft 52 (2003), Heft 5

URBAN, D. (1989): Binäre Logit-Analyse - ein statistisches Verfahren zur Bestimmung der Abhängigkeitsstruktur qualitativer Variablen. Duisburger Beiträge zur soziologischen Forschung.

- (1993): Logit-Analyse: Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen. Fischer, Stuttgart.

VRIENS, M., H. OPPEWAL und M. WEDEL (1998): Ratings-Based versus Choice-Based Latent Class Conjoint Models In: Journal of the Market Research Society 40 (3): 237-248.

WITTINK, D.R. und P. CATTIN (1989): Commercial Use of Conjoint Analysis: An Update. In: Journal of Marketing 53 (3): 91-96.

WRIGLEY, N. (1985): Categorical Data Analysis for Geographers and Environmental Scientists. Longman, London.

ZWERINA, K. (1997): Discrete Choice Experiments in Marketing: Use of Priors in Efficient Choice Designs and their Application to Individual Preference Measurement. Physica-Verlag, Heidelberg.

Verfasser:

Dr. ULRICH ENNEKING

Forschungs- und Studienzentrum für Veredelungswirtschaft Weser-Ems
der Georg-August-Universität Göttingen, Driverstrasse 22, 49377 Vechta
Tel.: 04 441-15 279, Fax 04 441-15 469

e-mail: ulrich.enneking@agr.uni-goettingen.de