

Die Modellierung der Determinanten der ex post Dimension von Kundenbindung

**Ein empirisches Fallbeispiel unter Verwendung von
multivariaten und (mikro-) ökonomischen Methoden**



Reinhard Hujer, Stefan Kokot, Marc Wellner*

20/12/99

* Prof. Dr. Reinhard Hujer, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Professur für Statistik und Ökonometrie, Postfach 111932, 60054 Frankfurt am Main; Dipl. Volksw. Stefan Kokot Johann Wolfgang Goethe-Universität, Professur für Statistik und Ökonometrie; Dipl. Volksw. Marc Wellner, Johann Wolfgang Goethe-Universität, Professur für Statistik und Ökonometrie.

I. *Einleitung*

In der modernen Marketingforschung hat das Ziel der Pflege und des Ausbaus langfristiger Geschäftsbeziehungen als Erfolgsfaktor zunehmende Bedeutung erlangt. Es werden Konzepte eines Relationship-Marketing diskutiert (vgl. beispielsweise Sheth, Parvatiyar 1994; Grönroos 1994; Diller 1995 a, b; Bruhn, Bunge 1996; Backhaus 1997) und vor allem neue methodische und inhaltliche Ansätze für ein Kundenbindungsmanagement entwickelt (vgl. Heskett, Jones, Loveman, Sasser, Schlesinger 1994; Simon, Homburg 1995; Diller 1996; Homburg, Faßnacht 1998; Bruhn, Homburg 1998; Meffert 1998). Hohe Kundenbindung ist eine der wichtigsten Voraussetzungen für einen langfristig gesicherten Unternehmenserfolg und ist für eine gezielte Qualitätsmanagement-Strategie unabdingbar (vgl. Anderson, Farnell, Lehmann 1994; Homburg 1995, S. 231ff.; Scharnbacher, Kiefer 1996).

Die vorliegende Studie zeigt anhand eines Fallbeispiels für dem pharmazeutischen Markt, wie mit Hilfe einer empirischen Kausalanalyse, bestehend aus einer Kombination von traditionellen multivariaten Verfahren und modernen (mikro-) ökonomischen Modellen handfeste Management-Informationen geliefert werden können, die zu einer Verbesserung der Kundenbindung nutzbar sind. Ziel der Fallstudie war es für das auftraggebende (Pharma-) Unternehmen die unternehmensspezifischen Determinanten zu identifizieren, die einen hohen Einfluß auf die Kundenbindung haben, wobei insbesondere das Wiederkauf- und das Weiterempfehlungsverhalten der Kunden im Zentrum der Analyse stand. Mit Hilfe der gewonnenen Ergebnisse ließen sich dann insbesondere Aussagen darüber treffen, wo im Unternehmen Ansatzpunkte für ein effektives Kundenbindungsmanagement bestehen. Da die Ergebnisse dieser Untersuchung sehr stark in strategische und operative Planungen des auftraggebenden Unternehmens einfließen, mußte das Beispiel so anonymisiert und verfremdet werden, daß es keine Rückschlüsse auf erhaltene Ergebnisse zuläßt.

Als empirische Verfahren kommen zur Anwendung die Faktoren- und Regressionsanalyse. Es wird dabei insbesondere das methodische Problem aufgegriffen, daß die traditionelle (lineare) Regressionsanalyse beschränkt ist auf die Modellierung stetiger (abhängiger) Variablen. Im Rahmen des vorliegenden Fallbeispiels wird demonstriert, wie - in der Realität oftmals beobachtbare - qualitative abhängige Variablen (z.B. Ja/Nein Kaufentscheidung oder regelmäßiger Käufer vs. gelegentlicher Käufer vs. Nichtkäufer) mittels mikroökonomischer Discrete Choice-Modelle statistisch angemessen modelliert werden können (vgl. Maddala 1983, Ronning 1991).

II. Studiendesign: Meßindikatoren, Befragung, Modellstruktur

Um die Bindung der Kunden an ein Unternehmen messen bzw. quantifizieren zu können, besteht zunächst die Notwendigkeit der begrifflichen Bestimmung. Gemäß der Definition von Homburg, Faßnacht 1998 kann Kundenbindung als ein Konstrukt aufgefaßt werden, welches aus zwei grundlegenden Dimensionen besteht: dem *bisherigen (Kauf-) Verhalten* (ex post-Zeitebene) und den *(Kauf-) Verhaltensabsichten* (ex ante-Zeitebene). Die bestehende Literatur zur Messung der Kundenbindung hat eine Vielzahl von unterschiedlichen Ansätzen entwickelt (vgl. Homburg, Rudolph 1997). Dabei ist insbesondere die Messung der ersten Dimension des Konstrukts Kundenbindung, des bisherigen Verhaltens, von der Messung der zweiten Dimension, der Verhaltensabsichten, zu unterscheiden (vgl. Abb. 1).

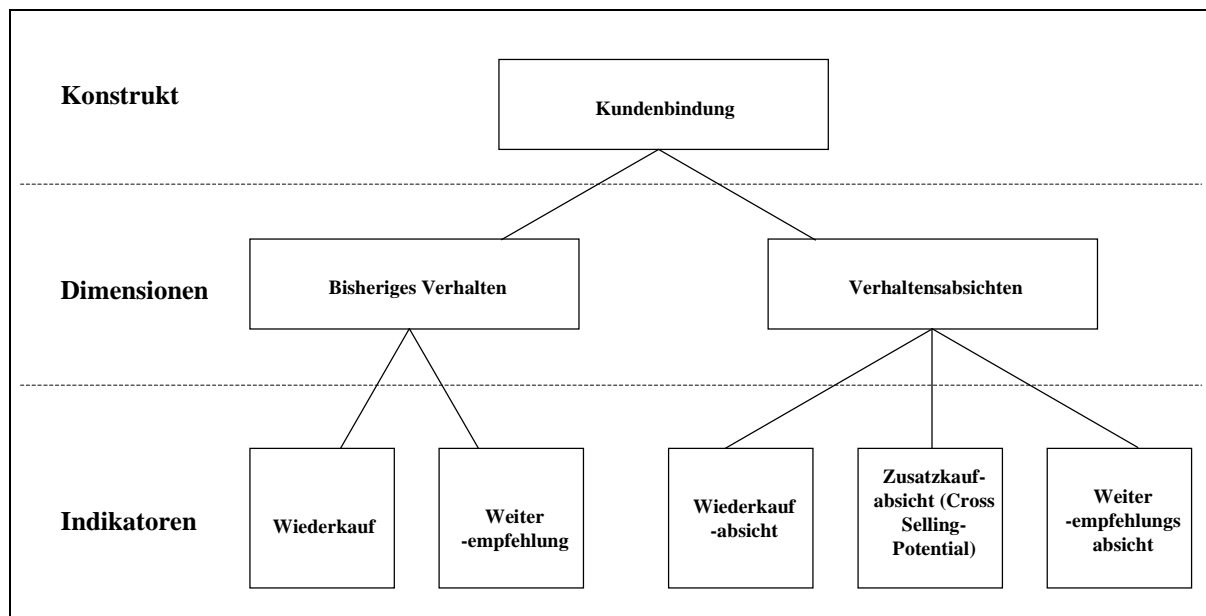


Abb. 1: Konzeptualisierung des Konstruktes Kundenbindung. Quelle: Homburg/Faßnacht (1998), S.13.

Zur Messung der ex post Dimension werden objektive Indikatoren herangezogen, die möglichst wenig durch subjektive Werturteile verzerrt sind (McNeal 1969). Im Rahmen der vorliegenden Studie konzentrieren wir uns auf die beiden zur ex post Dimension korrespondierenden Indikatoren¹, das Wiederkaufverhalten sowie das Weiterempfehlungsverhalten der befragten Kunden. Da in der vorliegenden Fallstudie eine Kundendatei nicht vorhanden war und eine Erfassung der entsprechenden Daten durch Messungen am Point of Sales nicht möglich war, wurden die Kunden (Ärzte) nach ihrem gegenwärtigen Kaufverhalten (der Anzahl ihrer unternehmensspezifischen Verordnungen pro Woche) befragt. Da davon auszugehen war, daß bei einer Befragung, der Kunde sein Kaufverhalten nicht exakt wiedergeben kann, schien eine kategoriale Erfassung zweckmäßig, wobei vier Verhaltenskategorien als geeignet erachtet wurden (vgl. Abb 2).

¹ Homburg/Faßnacht (1998) verwenden in diesem Zusammenhang den Begriff „Faktor“.

Wie viele Ihrer Verordnungen entfallen durchschnittlich pro Woche auf Präparate des Unternehmens x?

0 Verordnungen []	1-5 Verordnungen []	6-9 Verordnungen []	10 und mehr Verordnungen []
-----------------------	-------------------------	-------------------------	---------------------------------

Abb. 2: Fragebogenausschnitt zur Erfassung der Anzahl der Verordnungen

Als zusätzlichen Indikator für das bisherige Verhalten wird in dieser Studie das unternehmensspezifische Weiterempfehlungsverhalten verwendet. Dieser Indikator ist im Rahmen der Befragung rein qualitativ erfaßt worden, wobei sich hier ein einfaches Ja/Nein-Antwortschema anbot (vgl. Abb. 3).

Empfehlen Sie Präparate aus dem Bereich ... der Firma x an Ihre Kollegen weiter?

Ja []	Nein []
-----------	-------------

Abb. 3: Fragebogenausschnitt zur Erfassung des bisherigen Weiterempfehlungsverhaltens

Zur Modellierung dieser beiden Indikatoren der ex-post Dimension der Kundenbindung, sind eine Reihe von Zufriedenheitsindikatoren für firmenspezifische Leistungsbestandteile, sowie individuelle Charakteristika der Kunden (z.B. Geschlecht, Alter, Typ der Praxis, Größe der Praxis (Patientenstamm), ...) erhoben worden. Die grundlegende Annahme ist, daß das Niveau der Kundenzufriedenheit sowohl das beobachtete Kaufverhalten, als auch das Weiterempfehlungsverhalten entscheidend (mit-)beeinflußen.

Das Konstrukt Kundenzufriedenheit kann als das Resultat eines komplexen psychischen Vergleichsprozesses verstanden werden (Rudolph 1997). Der Kunde vergleicht seine wahrgenommenen Erfahrungen mit einem Produkt oder einer Dienstleistung (Ist-Leistung) mit einem Vergleichsstandard (Soll-Leistung). Diesem Konzept liegt das "Confirmation/Disconfirmation-Paradigm" als Modellierungsrahmen zugrunde (Homburg, Rudolph 1995, S. 31ff.; Homburg, Faßnacht 1998, S. 411; Homburg, Faßnacht, Werner 1998, S. 389 ff.). Der Vergleichsstandard wird durch Erwartungen, Ideale oder individuelle Normen bestimmt. Kundenzufriedenheit entsteht dieser Idee zufolge dann, wenn der Vergleichsstandard durch die Erfahrungen des Kunden mindestens erreicht oder aber übertroffen wird.

Zur Messung des Konstrukts Zufriedenheit verwendet man im allgemeinen Verfahren, die auf die vom Kunden subjektive empfundene Zufriedenheit abstellen (vgl. zu den konzeptionellen Problemen bei der Messung: Kaas, Runow 1984, S. 451ff.). Die Voraussetzungen für implizite Messungen der Kundenzufriedenheit, die auf einer systematischen Erfassung von Beschwerden beruhen, sind in der Realität selten gegeben (Meffert, Bruhn 1981), so auch in der vorliegenden Fallstudie. Daher wurde auf Ansätze expliziter Messung der Kundenzufriedenheit

zurückgegriffen, wobei Zufriedenheit mittels eines eindimensionalen Indikators direkt erfragt wurde (Homburg, Faßnacht, Werner 1998). Um eine differenzierte Aussage hinsichtlich der Kundenzufriedenheit zu ermöglichen, die auch einen Einblick in die Bedürfnisstruktur der Kunden zuläßt, ist es notwendig Informationen über die Beurteilung unterschiedlicher Leistungskomponenten eines Unternehmens durch den Kunden zu erheben. Hierzu wird ein multiattributiver Ansatz der Kundenzufriedenheitsmessung gewählt, d.h. die Zufriedenheit wird auf detaillierter Ebene über eine Vielzahl von Einzelaspekten erhoben, wobei sich die zu wählenden Inhalte im wesentlichen aus den generellen Anknüpfungspunkten des Unternehmens mit den Kunden ergeben.

Im Rahmen der vorliegenden Fallstudie wurden in einem ersten Schritt die vier Leistungsbereiche Firmenimage, Produkte, Außendienst sowie Dienstleistung & Service gewählt. Für jeden Leistungsbereich wurden in einem zweiten Schritt ein Set an Fragen formuliert. Diese sollten möglichst alle relevanten Merkmale (Items) der jeweiligen Leistungsbereiche erfassen. Bei der Auswahl relevanter Items erwiesen sich zum einen gemeinsame Diskussionen mit verschiedenen Abteilungen des auftraggebenden Unternehmens (pharmakologische Abteilung, Vertrieb, usw.), zum anderen eine gründliche qualitative Vorstudie (Auswertung von Gruppendiskussionen relevanter Ärztgruppen) als besonders hilfreich (vgl. zur Relevanz der Fragestellungen für den Pharmamarkt: Zeiner, Harsch, Fischli 1996). Darüber hinaus sollte bei der Auswahl der Einzelfragen berücksichtigt werden, daß bei einer überhöhten Anzahl von Items leicht eine Überforderung der Befragten eintreten kann. Im Rahmen der vorliegenden Studie einigte man sich auf ein vertretbares Maß von 38 Einzelfragen: 7 Items zum Firmenimage, 12 Items zu den Produkten, 10 Items zum Außendienst und 9 Items zu Dienstleistung & Service. Eine detaillierte Auflistung aller Items findet sich im Anhang. Die Urteile der Kunden (Ärzte) hinsichtlich des jeweiligen Items wurden direkt mit Hilfe einer sechsstufige Ratingskala erfragt (vgl. Abb. 4).²

Beispiel: Wie zufrieden sind Sie mit dem Preisniveau der Präparate für die Therapie von Arthrose/Schmerz/Arthritis des Unternehmen x?

sehr unzufrieden						sehr zufrieden
[]	[]	[]	[]	[]	[]	[]

Abb. 4: Fragebogenausschnitt zur Erfassung einer Einzelzufriedenheit

Um die unternehmensspezifischen Determinanten der ex-post Dimension der Kundenbindung empirisch zu identifizieren, scheint es auf den ersten Blick sinnvoll durch regressionsanalytische Ansätze den Einfluß der

² Eine Alternative die Messung der Einzelzufriedenheiten kann auch durch einen indirekte Ansatz erfolgen. Ein bekannter indirekter Ansatz ist das SERVQUAL-Modell, in dem die Differenzen zwischen erwarteter und wahrgenommener Leistung mit Hilfe einer Doppelskala erfaßt werden (Parasuraman, Zeithaml, Berry 1988; Zeithaml, Berry, Parasuraman 1988; Brown, Swartz 1989; Zeithaml, Berry, Parasuraman 1996). Dieser Ansatz wird jedoch vor allem im Hinblick auf die Inhaltsvalidität kritisch bewertet, beispielsweise die Problematik einer nachträglichen Zerlegung in eine Erwartungs- und Wahrnehmungskomponente, die Tendenz zu einer Anspruchsinflation oder "Floor or ceiling Effekt" (Hentschel 1990; Haller 1993; Homburg, Rudolph 1995).

Einzelzufriedenheiten auf die beiden Faktoren Anzahl der Verordnungen und Weiterempfehlungsverhalten zu quantifizieren. Aus ökonomischer Sicht beinhaltet eine solche Vorgehensweise allerdings zwei gravierende Probleme, die sich negativ auf die Güte der Schätzung auswirken. Zum einen besteht die Gefahr, daß bei einer großen Anzahl von Items möglicherweise hohe Korrelationen zwischen den Einzelzufriedenheiten vorliegen, so daß das Problem der Multikollinearität auftritt, zum anderen ist zu beachten, daß die Zahl der Freiheitsgrade (bei gegebener Stichprobengröße) mit der Zahl der Regressoren sinkt. Zudem ist es möglich, daß einzelne Items einen nur sehr geringen bzw. überhaupt keinen Erklärungsgehalt haben. Oftmals sind es vielmehr Bündel von Items, die eine gemeinsame Erklärungsrelevanz besitzen. Zudem ist es auch im Hinblick auf abzuleitende strategische Handlungsempfehlungen wenig praktikabel an einer Vielzahl einzelner Items anzusetzen. Im Zuge der Entscheidungsvorbereitung ist es weitaus sinnvoller, einzelne Items im Hinblick auf ihre (Erklärungs-) Relevanz zu Bündeln zusammenzufassen und so eine überschaubare Anzahl von geeigneten Ansatzpunkten für Maßnahmen im Rahmen des Kundenbindungsmanagements zu identifizieren.

Durch Anwendung der Faktorenanalyse kann man den methodischen und inhaltlichen Problemen Rechnung tragen, indem in einem ersten, explorativen Analyseschritt die einzelnen Items auf wenige latente, unabhängige Einflußfaktoren, verdichtet werden. Diese können dann in einem zweiten Schritt, anstelle der einzelnen Items, kausalanalytisch als erklärende Variablen im Rahmen einer Regressionsanalyse verwendet werden. Abbildung 5 stellt die empirische Modellstruktur zur Messung der Determinanten von Weiterempfehlungs- und Verordnungsentscheidung mit Hilfe eines Flußdiagramms dar.

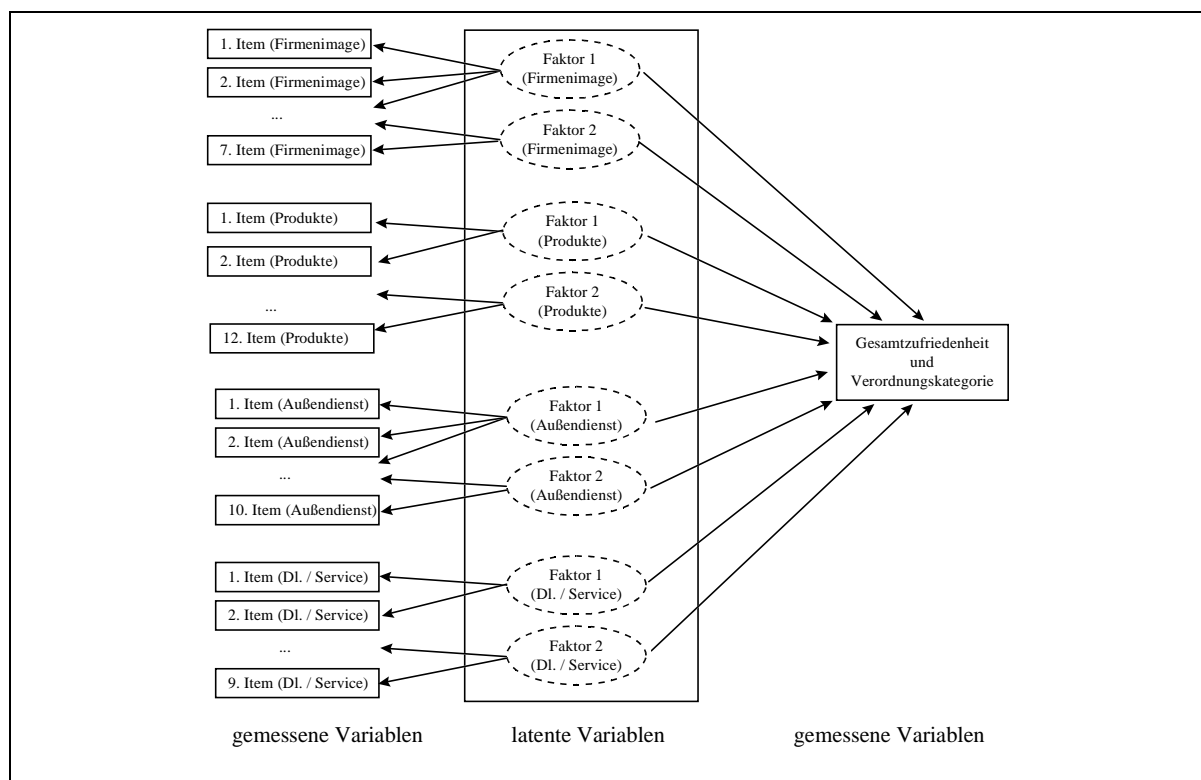


Abb. 5: Empirische Modellstruktur

Sowohl bei der Verordnungsentscheidung, als auch beim Weiterempfehlungsverhalten ist bei der ökonometrischen Schätzung explizit zu berücksichtigen, daß diese Information in kategorialer Form erfragt wurde. Da bspw. die exakte Anzahl von Verordnungen nicht beobachtbar ist, sondern lediglich die vier oben beschriebenen Alternativen, kann etwa die Verwendung der Kleinst-Quadrate Methode zu dem äußerst irreführenden Ergebnis führen, daß man für zulässige Konstellationen der erklärenden Variablen einen Prognosewert erhält, der in keine der vier möglichen Kategorien fällt. Zur Analyse von qualitativ abhängigen (Weiterempfehlung) und von kategorialen Daten (Verordnung) bieten die modernen mikroökonomischen Ansätze einen angemessenen Analyserahmen, bei dem solche problematischen Ergebnisse vermieden werden.

III. Mikroökonomische Modellierung

III.1. Ein Modell für die Weiterempfehlungsentscheidung

Im folgenden werden die ökonometrischen Grundlagen für die getrennte Modellierung der Weiterempfehlungs- und Verordnungsentscheidung erläutert. Ausgangspunkt des Modells zur Erklärung der Weiterempfehlungsentscheidung eines Arztes i ist die Annahme, daß den diskreten Ausprägungen der abhängigen Variablen eine stetige, aber *unbeobachtbare* (latente) Variable W_i^* zugrunde liegt, deren Wertebereich nicht beschränkt ist. Im vorliegenden Beispiel, kann man diese Variable als *Weiterempfehlungsneigung* interpretieren. Diese Neigung hängt, wie oben beschrieben, von einer Reihe von Einflußgrößen ab, die im Vektor x_i^W zusammengefaßt sind und von einer stochastischen Restkomponente u_i^W :

$$W_i^* = x_i^W \beta^W + u_i^W.$$

mit:

- W_i^* : Weiterempfehlungsneigung von Arzt i
- x_i^W : erklärende Variablen für die Weiterempfehlungsneigung des Arztes i
- β^W : Parametervektoren für die erklärenden Variablen
- u_i^W : stochastische Restkomponente (unerklärte Verordnungsneigung von Arzt i)

Trifft man für die Zufallsvariable u_i^W eine Normalverteilungsannahme, so spricht man von einer Probit-Spezifikation, d.h. die u_i^W sind unabhängig voneinander, identisch normalverteilt (i.i.n.d.) mit $E(u_i^W) = 0$ und $\text{Var}(u_i^W) = \sigma^2$. Da die latenten Weiterempfehlungsneigung W_i^* nicht direkt beobachtbar ist, kann der Einfluß der erklärenden Variablen nicht unter Verwendung des linearen Modells in Gleichung (1) quantifiziert werden.

Um das Modell schätzen zu können, muß eine Beziehung zwischen der unbeobachtbaren Weiterempfehlungs*neigung* W_i^* und der beobachtbaren Weiterempfehlungs*entscheidung* W_i spezifiziert werden. Dies geschieht mit Hilfe des folgenden *Schwellenwertmodells*

$$W_i = \begin{cases} 1, & \text{wenn } W_i^* > A^* \\ 0, & \text{wenn } W_i^* \leq A^* \end{cases}$$

Erst wenn die latente Weiterempfehlungsneigung ein gewisses Anspruchsniveau A^* überschreitet, wird der Arzt das Produkt auch tatsächlich weiterempfehlen, so daß für W_i kann der Wert Eins beobachtet werden kann. Da das Anspruchsniveau A^* in der Regel nicht exakt identifizierbar ist, kann es ohne Beschränkung der Allgemeinheit auf den Wert 0 normiert werden³. Für die Wahrscheinlichkeit, daß der Arzt i das Produkt x weiterempfiehlt ($W_i = 1$), ergibt sich damit

$$\begin{aligned} P(W_i = 1) &= P(W_i^* > 0) \\ &= P(u_i^w / \sigma > -x_i^w \beta^w / \sigma) \\ &= 1 - \Phi(-x_i^w \beta^w / \sigma) \end{aligned}$$

wobei

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$$

den Wert der Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung an der Stelle z bezeichnet. Wegen der Symmetrie der Normalverteilung gilt

$$P(W_i = 1) = \Phi(x_i^w \beta^w / \sigma).$$

Als Wahrscheinlichkeit für die Beobachtung von $W_i = 0$ erhält man die entsprechende Gegenwahrscheinlichkeit

$$P(W_i = 0) = P(W_i^* \leq 0) = 1 - \Phi(x_i^w \beta^w / \sigma).$$

Als Likelihood-Funktion für das Probit-Modell ergibt somit sich bei geeigneter Anordnung der Stichprobe:

³ Vgl. Ronning (1991), S. 30.

$$L = \prod_{i=1}^N [\Phi(x_i^w \beta^w / \sigma)]^{Y_i} \cdot [1 - \Phi(x_i^w \beta^w / \sigma)]^{(1-Y_i)}$$

Der erste Faktor repräsentiert die Likelihood-Beiträge der Ärzte, die sich zur Weiterempfehlung entschieden haben, für die also $W_i = 1$ beobachtet wird, während der zweite Faktor $[1 - \Phi(x_i^w \beta^w / \sigma)]^{(1-Y_i)}$ die entsprechenden Beiträge der Ärzte, die Produkte der Firma x nicht weiterempfehlen und für die daher $W_i = 0$ beobachtet wird, darstellen. Da im Probit-Modell nur $x_i^w \beta^w / \sigma$ identifiziert werden kann, (unendlich viele Kombinationen von β^w und σ erzeugen die gleiche Wahrscheinlichkeit) wird der Parameter σ auf 1 normiert, d.h. man unterstellt eine Standardnormalverteilung für die Residuen.

Für das Probit-Modell produziert die Maximum Likelihood-Methode konsistente und effiziente Schätzer für den Parametervektor β^w . Da die erste Ableitung der Log-Likelihood-Funktion im Probit-Modell nichtlinear ist, müssen die Nullstellen mittels iterativer Methoden (Newton-Raphson Methode, Method of Scores) gefunden werden. Die Parameterschätzwerte können beim Probit-Modell allerdings nicht wie im klassischen linearen Regressionsmodell als marginale Effekte interpretiert werden. Für Probit-Modelle gilt vielmehr

$$\frac{\partial P_i^w}{\partial x_{ik}^w} = \frac{\partial \Phi(x_i^w \beta^w)}{\partial x_i^w \beta^w} \cdot \beta_k^w = \phi(x_i^w \beta^w) \cdot \beta_k^w,$$

wobei

$$\phi(z) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right)$$

den Wert der Dichtefunktion der Standardnormalverteilung an der Stelle z bezeichnet. Ein negativer Schätzwert für β_k^w zeigt bspw. an, daß eine marginale Erhöhung der Variablen x_{ik}^w ceteris paribus bei jedem beliebigen Arzt i zu einer Verringerung der Weiterempfehlungswahrscheinlichkeit führt. Der Betrag, um den die Wahrscheinlichkeit abnimmt, ist allerdings abhängig vom Niveau aller Einflußvariablen vor der Erhöhung von x_{ik}^w und kann somit von Arzt zu Arzt unterschiedlich ausfallen.

III.2. Ein Modell für die Verordnungsentscheidung

Zur Modellierung der Verordnungsentscheidung muß der Ansatz des Probit-Modells erweitert werden, da die beobachteten Ausprägungen dieser Variable nicht mehr rein qualitativer Natur sind, sondern geordnete Kategorien darstellen. Zur Modellierung dieser Variablen kann wiederum ein Schwellenwertmodell formuliert

werden, welches der kategorialen Natur der Daten Rechnung trägt. Ausgangspunkt im Ordered Probit-Modell ist die folgende Beziehung zwischen den erklärenden Variablen x_i und der latenten Variable V_i^* , die sich als Verordnungsneigung interpretieren läßt

$$V_i^* = x_i^V \beta^V + u_i^V$$

mit:

- V_i^* : Verordnungsneigung von Arzt i
- x_i^V : Erklärende Variablen: Einschätzung der unterschiedlichen Leistungsfaktoren durch Arzt i (Faktorwert des Arzt i)
- β^V : Parametervektoren für die erklärenden Variablen
- u_i^V : stochastische Restkomponente (unerklärte Verordnungsneigung von Arzt i)

Definiert man die Indikatorvariable V_i für die vier beobachtbaren Verordnungskategorien, so läßt sich der Zusammenhang zwischen der latenten Verordnungsneigung V_i^* und der beobachteten Entscheidung durch das nachfolgende Schwellenwertschema beschrieben:

0 Verordnungen pro Woche:	$V_i = 1$	wenn $-\infty < V_i^* < \gamma_1$	
1 - 5 Verordnungen pro Woche:	$V_i = 2$	wenn $\gamma_1 < V_i^* \leq \gamma_2$	
6 - 9 Verordnungen pro Woche:	$V_i = 3$	wenn $\gamma_2 < V_i^* \leq \gamma_3$	(3)
10 und mehr Verordnungen pro Woche:	$V_i = 4$	wenn $\gamma_3 < V_i^* \leq \infty$,	

wobei γ_1 , γ_2 und γ_3 die Schwellenwerte sind. Mikroökonomische Modellspezifikationen, die solche Zusammenhänge zwischen der latenten Variablen und mehreren geordneten diskreten Kategorien erfassen, werden als Ordered Response-Modelle bezeichnet (Amemiya 1981, Maddala 1983, Ronning 1991, Greene 1993). Im Unterschied zu einem einfachen Schwellenwert-Modell mit nur zwei Kategorien (Logit- oder Probit-Modell) existieren im Ordered Response-Modell mehr als zwei beobachtbare Kategorien und somit auch mehrere Schwellenwerte, die die Bereiche der beobachtbaren Kategorien abgrenzen.⁴

Die Wahrscheinlichkeit dafür, daß eine bestimmte Verordnungs-kategorie j der vier möglichen von Arzt i verordnet wird, so erhält man:

$$\begin{aligned} P(V_i = j | x_i) &= P(V_i^* \leq \gamma_j) - P(V_i^* \leq \gamma_{j-1}) \\ &= P(u_i^V \leq \gamma_j - \mu_i^V) - P(u_i^V \leq \gamma_{j-1} - \mu_i^V) \end{aligned}$$

⁴ Ökonometrische Grundlagen der einfachen Ein-Gleichungs-Ordered-Modelle werden in Amemiya (1981) dargestellt.

wobei $\gamma_0 \equiv -\infty$, $\gamma_4 \equiv \infty$ und $\mu_i^v = \alpha^v + \beta^v x_i$ gesetzt wird. Wie zuvor im einfachen Probit-Modell, wird eine Normalverteilung für die stochastische Restkomponente (Zufallsvariable) u_i^v mit einem Erwartungswert 0 und einer Varianz σ_v^2 angenommen. Somit erhält man für die Wahrscheinlichkeit, daß die Kategorie j von Arzt i verordnet wird:

$$P(V_i = j | x_i) = \Phi\left(\frac{\gamma_j - \mu_i^v}{\sigma_v}\right) - \Phi\left(\frac{\gamma_{j-1} - \mu_i^v}{\sigma_v}\right), \quad (5)$$

wobei $\Phi(\cdot)$ wiederum die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung beschreibt. Definiert man nun für jede der vier Kategorien eine entsprechende Indikatorvariable $\delta_{ij} = I(V_i = j)$, die den Wert eins annimmt, wenn der Ausdruck in der Klammer wahr ist und null sonst, so läßt sich die Likelihoodfunktion für das Modell der Verordnungsentscheidung formulieren.

$$L = \prod_{i=1}^N \prod_{j=1}^J \left[\Phi\left(\frac{\gamma_j - \mu_i^v}{\sigma_v}\right) - \Phi\left(\frac{\gamma_{j-1} - \mu_i^v}{\sigma_v}\right) \right]^{\delta_{ij}} \quad (6)$$

Aus Gründen der Parameter-Identifikation, muß bei der Maximum-Likelihood-Schätzung wiederum die Varianz der Störgröße u_i^v auf Eins sowie ein Schwellenwert oder aber das Absolutglied auf Null restringiert werden.

IV. Empirische Ergebnisse

Für den in dieser Studie verwendeten Datensatz wurde im Rahmen einer Primärerhebung bei rund 200 Ärzten in Deutschland insgesamt 38 Fragen zur Zufriedenheit mit bestimmten Firmenmerkmalen (Items), eine Reihe von globalen Indikatoren, darunter u.a. die Fragen zum Weiterempfehlungs- und Verschreibungsverhalten, sowie weitere Strukturvariablen, u.a. persönliche Merkmale (z.B. Alter und Geschlecht), aber auch Fragen zur durchschnittlichen Anzahl der Verschreibungen pro Quartal (als Proxy für die Größe der Praxis) und zur Region, in der sich die Praxis des Arztes befindet.

Variable	FACTOR1	FACTOR2	FACTOR3	FACTOR4	FACTOR5	FACTOR6
Den Umgangsformen des Pharmareferenten	0.87787
Dem äußeren Erscheinungsbild des Pharmareferenten	0.84511
Den Charaktereigenschaften des Pharmareferenten	0.83365
Dem Engagement des Pharmareferenten	0.77844	.	.	0.21137	.	.
Dem Produktwissen des Pharmareferenten	0.68628	.	0.20827	.	.	0.36235
Der persönlichen Beziehung zwischen dem Pharmareferenten und mir	0.57120	.	.	0.30375	.	0.41182
Der stationäre Vorbehandlung / Der Einstellung von Patienten in der Klinik auf Arzneimittel des Unternehmens	.	0.89375
Den Anwendungsbeobachtungen	.	0.87481
Der Empfehlung dieser Präparate durch renommierte Kollegen	.	0.87416
Der Berichterstattung in der Fachpresse	.	0.85613
Den Patientenbroschüren	0.21056	0.82654
Der Unterstützung von sozialen oder ärztlichen Organisationen	.	0.82034
Der Innovationskraft	0.21913	0.29490	0.70142	.	0.22130	.
Der Markterfahrung mit Firma x / Der langjährigen Präsenz am Markt	0.31841	.	0.69859	.	0.23980	.
Den internationalen Aktivitäten	.	.	0.67547	0.23331	0.20335	0.41732
Der Seriosität	0.47803	.	0.63678	.	0.22515	.
Dem einheitlichen Erscheinungsbild	.	.	0.62017	.	0.44082	.
Der eigenen Erfahrung mit der Firma	0.33837	.	0.60554	.	0.39311	.
Der Umweltfreundlichkeit	.	.	0.59560	.	0.21964	0.33206
Den neuen Therapiekonzepten des rheumatischen Formenkreises	.	0.42276	0.52048	0.22810	0.24603	.
Den Serviceartikeln	.	.	.	0.76351	.	0.26779
Den Produktinformationen	0.23987	0.20456	0.23524	0.72800	.	.
Der Betreuung durch den Innendienst	0.24139	0.24733	.	0.69888	.	.
Dem Angebot an medizinischen Fortbildungsveranstaltungen	.	.	0.29687	0.67487	.	0.27306
Den Aussendungen	0.22991	0.20117	.	0.66943	.	.
Der Unterstützung bei der Praxissoftware	.	0.40438	.	0.63532	.	0.24009
Der abgegebenen Mustermenge	0.44274	.	.	0.59818	.	.
Der Packungsgestaltung der Präparate für die 'Arthrose/Schmerz/Arthritis - Therapie'	.	.	0.21898	.	0.82381	.
Der Erhältlichkeit der Präparate für die 'Arthrose/Schmerz/Arthritis - Therapie' in der Apotheke	0.81474	.
Der Akzeptanz meiner Patienten von diesen Präparaten	.	.	.	0.20723	0.78903	.
Der Verfügbarkeit von Produktdokumentationen zu diesen Präparaten	.	.	0.29678	.	0.72849	0.21027
Dem Angebot an praxisingerechten Produkteigenschaften	.	.	0.38850	0.29797	0.57528	.
Dem Spektrum an Medikamenten innerhalb der Therapie rheumatischer Erkrankungen	0.24568	.	0.37081	0.20142	0.45565	.
Dem gesundheitspolitischen Wissen des Außendienstes	0.37629	0.73827
Der interaktiven Gesprächsführung des Pharmareferenten	0.43870	.	.	0.23432	.	0.69396
Der Besuchshäufigkeit des Außendienstes	0.38077	.	.	0.25209	.	0.63189
Dem medizinischen Hintergrundwissen des Pharmareferenten	0.49874	.	.	0.20203	0.23391	0.57989

Faktorladungen, die einen Wert kleiner als 0,2 aufweisen, wurden aus Gründen der Übersichtlichkeit als “.” dargestellt.

Abb. 6: Matrix der rotierten Faktorladungen

Im ersten Schritt wurde versucht mit Hilfe der Faktorenanalyse die 38 Items auf eine möglichst geringe Zahl von voneinander unabhängigen, latenten Faktoren zurückzuführen. Dazu wurde zunächst mit Hilfe des Kaiser-Meyer-Olkin-Kriteriums überprüft, inwiefern die erhobenen Daten überhaupt zur Durchführung einer Faktorenanalyse geeignet sind. Die hierzu verwendete Prüfgröße MSA („Measure of Sample Adequacy“) ist zwischen 0 und 1 normiert und kann sowohl für die Korrelationsmatrix als ganzes, als auch für jedes einzelne Item berechnet werden. In der Praxis hat es sich eingebürgert, bei MSA-Werten ab 0,8 von einer Eignung der Daten auszugehen. Eine Berechnung mit Hilfe unseres Datensatzes ergab für das MSA der gesamten Korrelationsmatrix mit 0,904 einen sehr hohen Wert.

Die Berechnung der MSA-Werte für die einzelnen Items zeigte jedoch, daß das Item „Zufriedenheit mit dem Preisniveau der Präparate für die Therapie von 'Arthrose/Schmerz/Arthritis' der Firma x“ mit MSA = 0,77 einen zu niedrigen Faktorwert aufweist, um berücksichtigt zu werden. Dies läßt auf eine niedrige Korrelation dieses Items mit den übrigen 37 Items schließen, so daß eine unter Einschluß der Preis-Zufriedenheit durchgeführte Faktoranalyse zu Problemen bei der Zusammenfassung dieses Items mit anderen zu einem gemeinsamen Faktor führen würde. Nach Ausschluß dieses Items stieg das MSA für die gesamte Korrelationsmatrix geringfügig auf 0,905 an. Alle MSA-Werte für einzelne Items lagen über dem kritischen Wert von 0,8, so daß die verbliebenen 37 Items als geeignet einzustufen sind.

Die Zahl der zu extrahierenden Faktoren wurde nach dem sog. Kaiser-Kriterium festgelegt. Dieses Kriterium wählt alle Faktoren, für die die Summe der quadrierten Faktorladungen über alle Variablen hinweg einen Wert von eins oder höher aufweist. Diese Summe entspricht dem Beitrag des Faktors zur Erklärung der Varianz aller Items. Da die Varianz eines einzelnen Items (nach Standardisierung) gleich eins ist, werden bei Verwendung des Kaiser-Kriteriums nur diejenigen Faktoren extrahiert, die einen höheren Erklärungsbeitrag haben als einzelne Items. Die Faktorladungen der 37 Items auf die sich ergebenden sechs latenten Faktoren sind in der folgenden, rotierten Faktorladungsmatrix wiedergegeben.

Faktor	Beschreibung
Faktor 1	Persönliches Image des Referenten (Soft Skills)
Faktor 2	Medizinische Erfahrungen bei der Anwendung der Produkte der Firma x (Eigene Erfahrungen des Arztes/Erfahrungen Dritter)
Faktor 3	Forschungsaktives Firmenimage
Faktor 4	Kundenbetreuung/Kundenpflege (der Ärzte durch Firma x)
Faktor 5	Produktmarketing/Produktgestaltung
Faktor 6	Kompetenz und Engagement des Referenten (Hard Skills)

Abb. 7: Interpretation der latenten Faktoren

Im Hinblick auf die Interpretation dieser 6 Faktoren, die gemeinsam einen Anteil von rund 70,6% der gesamten Varianz aller 37 Items erklären können, haben wir in enger Zusammenarbeit mit dem auftraggebenden Unternehmens die folgenden Beschreibungen gewählt (vgl. Abb. 7).

Im nächsten Analyseschritt wurden mit Hilfe der sechs zuvor extrahierten Faktoren, einer Auswahl von zusätzlichen Strukturmerkmalen sowie dem aufgrund des zu niedrigen MSA-Wertes in der Faktorenanalyse nicht berücksichtigten Item „Preis-Zufriedenheit“ als erklärenden Variablen eine getrennte Modellierung der beiden ex-post Indikatoren des Kundenbindungsverhaltens vorgenommen. Die Schätzung des Probit Modells für die Weiterempfehlungsentscheidung führte zu folgendem empirischem Befund (Abb. 8).

Variable	geschätzter Parameter	t-Wert
Konstante	-0.2981	-0.2748
Soft Skills	0.2103	1.4546
Medizinische Erfahrungen	0.4083	2.6363*
Firmenimage	0.4434	2.3645*
Kundenbetreuung	-0.0231	-0.1578
Produktgestaltung	-0.1043	-0.5773
Hard Skills	-0.0241	-0.1767
<hr/>		
Alter · 10 ⁻¹	-0.1503	-0.8554
Geschlecht (1 = männl.)	0.2227	0.6826
Praxis in Ostdeutschland (1 = ja)	0.0897	0.2458
Gemeindetyp	0.1705	1.9897*
Scheine pro Quartal	-0.0423	-0.3945
Zufriedenheit mit Preisniveau	-0.2225	-0.8774
<hr/>		
Anzahl der Beobachtungen		188
ln L		-72,34
ln L ₀		-88.86
Likelihood Ratio Test-Statistik		33.06*
Anzahl der Freiheitsgrade		12
R ² (McKelvey/Zavoina)		0.3510
R ² (Aldrich/Nelson)		0.1495
R ² (McFadden)		0.1860

* signifikant auf dem 5%-Niveau

Abb. 8: Schätzergebnisse für die Weiterempfehlungsentscheidung

Offenbar hängt die Entscheidung, Präparate der Firma x weiter zu empfehlen, vor allem von der Innovationstätigkeit des Unternehmens und den eigenen Erfahrungen sowie dem von anderen fachkundigen Personen (Kollegen, Patienten, Fachpresse) übermittelten Erfahrungswissen ab. Die Faktoren „Medizinische Erfahrungen“ und „Forschungsaktives Firmenimage“ sind die beiden einzigen der sechs aus den

Einzelzufriedenheiten extrahierten Faktoren, die auf dem 5%-Niveau einen statistisch signifikanten Erklärungsgehalt für die Weiterempfehlungsentscheidung aufweisen. Die Vorzeichen der geschätzten Parameter der beiden Faktoren weisen auf einen ökonomisch plausiblen Zusammenhang hin: Je größer die Zufriedenheit mit den medizinischen Erfahrungen mit Präparaten, desto höher ceteris paribus die Wahrscheinlichkeit, daß der Arzt Präparate des Unternehmens x weiterempfiehlt.

Von den zusätzlichen erklärenden Variablen hat lediglich der „Gemeindetyp“ einen signifikanten Erklärungsgehalt. Dabei handelt es sich um eine kategoriale Variable, die anzeigt, ob sich die Praxis des befragten Arztes in einer Stadt mit (a) unter 20.000 Einwohnern, (b) 20.000 bis unter 100.000 Einwohnern, (c) 100.000 bis unter 500.000 Einwohnern, oder (d) 500.000 und mehr Einwohnern befindet. Die Ergebnisse der Regressionsanalyse zeigen, daß die Wahrscheinlichkeit der Weiterempfehlung mit zunehmender Gemeindegröße ansteigt.

Das von der Faktoranalyse aufgrund der unzureichenden Korrelation mit den anderen Items ausgeschlossene Item „Zufriedenheit mit dem Preisniveau“ hat auf die Weiterempfehlungsentscheidung keinen statistisch signifikanten Einfluß. Das gleiche gilt auch in bezug auf die Entscheidung zur Verordnung (vgl. Abb. 9). Dieses Ergebnis ist insofern ein wenig überraschend, als Preisvariablen aus ökonomischer Sicht eine zentrale Rolle bei der Erklärung des Nachfrageverhaltens darstellen. Es gibt jedoch Gründe, die dafür sprechen, daß Preisunterschiede in diesem speziellen Beispiel keine entscheidende Rolle spielen. Zum einen tragen die verschreibenden Ärzte nicht die Kosten der Behandlung, sondern die Krankenkassen und die Patienten selbst, sofern ein Selbstbehalt vorgesehen ist. Insofern könnte sich hierin eine Art „Fehlendes Kostenbewußtsein“ auf Seiten der Ärzte widerspiegeln. Zudem können es auch medizinische Gründe sein, die gegen die Verschreibung eines günstigeren Präparates sprechen. Schließlich sollte die (unterstellte oder tatsächliche) Wirksamkeit des Präparates den Ausschlag für die Verschreibung geben.

Im Unterschied zur Weiterempfehlung, sind für die Verordnungshäufigkeit fünf der sechs extrahierten Faktoren statistisch signifikant als Einflußgrößen. Lediglich die Zufriedenheit mit den „Hard Skills der Referenten“ scheint auf die Entscheidung zur Verordnung keinen Einfluß zu haben. Die Parameter aller fünf Faktoren haben das erwartete positive Vorzeichen, d.h. eine höhere Zufriedenheit mit einem der Faktoren führt zu einer höheren Verordnungsneigung. Bei der Interpretation der geschätzten Parameter ist zu beachten, daß hier im Unterschied zur Weiterempfehlungsentscheidung vier unterschiedliche Verordnungskategorien vorliegen. Genau wie im Probit-Modell für die Weiterempfehlung, lassen sich auch die Parameter im Rahmen des Ordered Probit Modells für die vier Verordnungs-kategorien nicht ohne weiteres als marginale Effekte der korrespondierenden Variablen interpretieren. Generell läßt sich vom Vorzeichen eines Parameters lediglich auf

die Richtung der marginalen Änderung für die Verordnungswahrscheinlichkeit in der niedrigsten und der höchsten Kategorie schließen⁵.

Variable	geschätzter Parameter	t-Wert
Konstante	0.9984	1.5205
Soft Skills	0.2723	2.5178*
Medizinische Erfahrungen	0.5962	5.7893*
Firmenimage	0.2918	2.9598*
Kundenbetreuung	0.2280	2.9048*
Produktgestaltung	0.2175	2.0450*
Hard Skills	0.1062	1.2713
Alter · 10 ⁻¹	0.0117	0.1007
Geschlecht (1 = männl.)	-0.4666	-2.1489*
Praxis in Ostdeutschland (1 = ja)	0.1019	0.4138
Gemeindetyp	-0.0125	-0.2309
Scheine pro Quartal	0.3158	4.5940*
Zufriedenheit mit Preisniveau	0.0222	0.1745
Threshold 2	1.7863	10.8625*
Threshold 3	2.5736	14.3189*
Anzahl der Beobachtungen		198
ln L		-201.38
ln L ₀		-254.08
Likelihood Ratio Test-Statistik		105.41*
Anzahl der Freiheitsgrade		12
R ² (McKelvey/Zavoina)		0.4827
R ² (Aldrich/Nelson)		0.3474
R ² (McFadden)		0.2074

* signifikant auf dem 5%-Niveau

Abb. 9: Schätzergebnisse für die Verordnungsentscheidung

Daher läßt sich aufgrund der durchwegs positiven Vorzeichen für die fünf Faktoren die folgende Aussage treffen: Bei einer geringfügigen Erhöhung der individuellen Zufriedenheit bspw. mit dem Faktor „Medizinische Erfahrungen“ verringert sich die Wahrscheinlichkeit, daß der Arzt in die Kategorie „Durchschnittlich 0 Verordnungen pro Woche“ fällt; gleichzeitig nimmt die Wahrscheinlichkeit, daß er in die Kategorie „Durchschnittlich 10 und mehr Verordnungen pro Woche“ fällt zu.

⁵ Zur Interpretation der Koeffizienten vgl. auch Greene (1993).

Die marginalen Effekte der Einflußfaktoren auf die Verordnungshäufigkeit hängen, wie sich zeigen läßt, zusätzlich von der individuellen, latenten Verordnungsneigung und den geschätzten Schwellenwerten ab. Für zwei Individuen mit gleicher latenter Verordnungsneigung, hat die Zufriedenheit mit dem Faktor „Medizinische Erfahrungen“ den betragsmäßig höchsten Effekt auf die Verordnungshäufigkeit. Eine Erhöhung der Zufriedenheit mit diesem Faktor wäre aus Sicht des Unternehmens daher eine erfolgversprechende Marketing Strategie.

Neben den Zufriedenheiten der Ärzte mit den Faktoren, die als primäre Ansatzpunkte für marketingpolitische Maßnahmen geeignet sind, sollten auch die sonstigen Charakteristika der Ärzte bei der Ableitung einer Strategie Beachtung finden. Hier zeigt sich, daß im Rahmen der Verordnungsentscheidung offenbar geschlechtsspezifische Unterschiede vorliegen. Ceteris paribus tendieren männliche Ärzte zu einer niedrigeren Verschreibungshäufigkeit als ihre weiblichen Kolleginnen. Zudem spielt die Größe der Praxis, hier gemessen durch die Proxy-Variable „Krankenscheine pro Quartal“, eine Rolle. Wie zu erwarten war, hat die Gesamtzahl der Patienten, die bei dem befragten Arzt in Behandlung sind, einen positiven Effekt auf die Verordnungsentscheidung.

V. Fazit und Ausblick

Die vorliegende Studie zeigt anhand eines Beispiels, wie sich traditionelle multivariate Analyseverfahren (Faktoranalyse) und moderne mikroökonomische Ansätze (Probit, bzw. Ordered Probit) sinnvoll kombinieren lassen, um Ansatzpunkte für ein kundenorientiertes, strategisches Marketing zu liefern. Auf diese Weise kann im Rahmen einer langfristigen Unternehmenspolitik, die ökonomischen Erfolg vor allem durch hohe Kundenbindung anstrebt, eine Verbesserung der unternehmerischen Wettbewerbssituation erzielt werden. In der vorliegenden Studie wurde in einem Segment des Pharmamarktes der Einfluß der Zufriedenheit von Ärzten mit einer Reihe von unternehmensspezifischen Merkmalen in den Bereichen Firmenimage, Produkteigenschaften, Außendienst sowie Dienstleistung und Service auf das bisherige Weiterempfehlungs- und Verordnungsverhalten mit ökonometrischen Methoden geschätzt. Dabei wurde mit den verwendeten mikroökonomischen Discrete Choice-Modellen ein statistisch angemessener Modellansatz gewählt.

Anhang

Erhobene Merkmale:

Einzelzufriedenheiten (Items)

Frage: Denken Sie bitte an das jeweilige Pharmaunternehmen in seiner Gesamtheit als Anbieter von Präparaten im Bereich 'Arthrose/Schmerz/Arthritis'. Wie zufrieden sind Sie mit den folgenden Eigenschaften der jeweiligen Firma? Verwenden Sie bitte eine Skala von 1 = 'sehr unzufrieden' bis 6 = 'sehr zufrieden'.

Label	Beschreibung des Items
<i>Items zum Themenbereich Firmenimage</i>	
F_1	Der Seriosität
F_2	Der Innovationskraft
F_3	Der Markterfahrung mit Firma x / Der langjährigen Präsenz am Markt
F_4	Den internationalen Aktivitäten
F_5	Dem einheitlichen Erscheinungsbild
F_6	Der eigenen Erfahrung mit der Firma
F_7	Der Umweltfreundlichkeit
<i>Items zum Themenbereich Produkte</i>	
P_1	Dem Spektrum an Medikamenten innerhalb der Therapie rheumatischer Erkrankungen
P_2	Den neuen Therapiekonzepten des rheumatischen Formenkreises
P_3	Dem Angebot an praxisingerechten Produkteigenschaften
P_4	Der Akzeptanz meiner Patienten von diesen Präparaten
P_5	Der Packungsgestaltung der Präparate für die 'Arthrose/Schmerz/Arthritis - Therapie'
P_6	Der Verfügbarkeit von Produktdokumentationen zu diesen Präparaten
P_7	Der Erhältlichkeit der Präparate für die 'Arthrose/Schmerz/Arthritis - Therapie' in der Apotheke
P_8	Den Anwendungsbeobachtungen
P_9	Der stationäre Vorbehandlung / Der Einstellung von Patienten in der Klinik auf Arzneimittel des Unternehmens
P_10	Der Empfehlung dieser Präparate durch renommierte Kollegen
P_11	Der Berichterstattung in der Fachpresse
<i>Items zum Themenbereich Außendienst</i>	
A_1	Dem äußeren Erscheinungsbild des Pharmareferenten
A_2	Den Umgangsformen des Pharmareferenten
A_3	Den Charaktereigenschaften des Pharmareferenten
A_4	Dem Engagement des Pharmareferenten
A_5	Der persönlichen Beziehung zwischen dem Pharmareferenten und mir
A_6	Dem Produktwissen des Pharmareferenten
A_7	Dem medizinischen Hintergrundwissen des Pharmareferenten
A_8	Dem gesundheitspolitischen Wissen des Außendienstes
A_9	Der Besuchshäufigkeit des Außendienstes
A_10	Der interaktiven Gesprächsführung des Pharmareferenten
<i>Items zum Themenbereich Dienstleistungen/Service</i>	
DS_1	Der abgegebenen Mustermenge
DS_2	Dem Angebot an medizinischen Fortbildungsveranstaltungen
DS_3	Der Betreuung durch den Innendienst
DS_4	Den Serviceartikeln
DS_5	Der Unterstützung bei der Praxissoftware
DS_6	Den Aussendungen
DS_7	Den Produktinformationen
DS_8	Den Patientenbroschüren
DS_9	Der Unterstützung von sozialen oder ärztlichen Organisationen

Strukturmerkmale

Label	Definition
Alter	Alter des Arztes, der Ärztin dividiert durch 10
Mann	0 falls Arzt weiblich 1 falls Arzt männlich
Praxisgröße	Gemessen in Scheinen pro Quartal: 0 unter 800 Scheine 1 800 bis 1000 Scheine 2 1000 bis 1200 Scheine 3 1200 bis 1400 Scheine 4 1400 Scheine und mehr
Region Ost	0 falls Westdeutschland 1 falls Ostdeutschland
Gemeindegröße	Gemessen in der Einwohnerzahl: 0 unter 20000 Einwohner 1 20000 bis 100000 Einwohner 2 100000 bis 500000 Einwohner 3 500000 Einwohner und mehr

Literatur

Amemiya, T. (1981): Qualitative Response Models: A Survey, in: Journal of Economic Literature, 29, S. 1483-1536.

Anderson, E.; Fornell, C.; Lehmann, D. (1994): Customer Satisfaction, Market Share and Profitability: Findings from Sweden, in: Journal of Marketing, 58, S. 53-66.

Backhaus, K. (1997): Relationship Marketing - ein neues Paradigma im Marketing, in: Bruhn, M.; Steffenhagen, H. (Hrsg.): Marktorientierte Unternehmensführung, Wiesbaden, S. 19-35.

Backhaus, K.; Erichson, B.; Plinke, W.; Weiber, R. (1996): Multivariate Analysemethoden, 8. Auflage, Berlin, Heidelberg, New York.

Brown, St. W.; Swartz, T. A. (1989): A Gap Analysis of Professional Service Quality, in: Journal of Marketing, Vol. 53, S. 92-98.

Bruhn, M.; Bunge, B. (1996): Beziehungsmarketing als integrativer Ansatz der Marketingwissenschaft, in: Die Unternehmung, 49. Jg., No. 3, S. 171-194.

Diller, H. (1995a): Beziehungs-Marketing, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 24. Jg., No. 9, S. 442-447.

Diller, H. (1995b): Beziehungsmanagement, in: Tietz, B.; Köhler, R.; Zentes, J. (Hrsg.): Handwörterbuch des Marketing, 2. Auflage, Stuttgart, Sp. 285-300.

Diller, H. (1996): Kundenbindung als Marketingziel, in: Marketing ZFP, Heft 2, S. 81-93.

Greene, W. (1993): *Econometric Analysis*, 2nd ed., Englewood Cliffs, N.J.

Grönroos, C. (1994): From Marketing Mix to Relationship Marketing, in: *Management Decision*, Vol. 32, No. 2, S. 4-20.

Haller, S. (1993): Methoden zur Beurteilung von Dienstleistungsqualität, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 45, No. 1, S. 19-40.

Hentschel, B. (1990): Die Messung wahrgenommener Dienstleistungsqualitäten mit SERVQUAL, in: *Marketing ZFP*, Heft 4, S. 230-240.

Heskett, J. L.; Jones, Th. O.; Loveman, G. W.; Sasser, W. E.; Schlesinger, L. A. (1994): Putting the Service-Profit Chain to Work, in: *Harvard Business Review*, S. 164-174.

Homburg, C. (1995): Optimierung der Kundenzufriedenheit durch Total Quality Management, in: Simon, H.; Homburg, C. (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit: Konzepte - Methoden - Erfahrungen*, Wiesbaden, S. 229-240.

Homburg, C.; Bruhn, M. (1998): Kundenbindungsmanagement - Eine Einführung in die theoretischen und praktischen Problemstellungen, in: Bruhn, M.; Homburg, C. (Hrsg.): *Handbuch Kundenbindungsmanagement*, Wiesbaden, S. 3-35.

Homburg, C.; Faßnacht, M. (1998): Kundennähe, Kundenzufriedenheit und Kundenbindung bei Dienstleistungsunternehmen, in: Bruhn, M.; Meffert, H. (Hrsg.): *Dienstleistungsmanagement*, Wiesbaden

Homburg, C.; Faßnacht, M.; Werner, H. (1998): Operationalisierung von Kundenzufriedenheit und Kundenbindung, in: Bruhn, M.; Homburg, C. (Hrsg.): *Handbuch Kundenbindungsmanagement*, Wiesbaden, S. 389-410.

Homburg, C.; Rudolph, B. (1995): Theoretische Perspektiven zur Kundenzufriedenheit, in: Simon, H.; Homburg, C. (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit: Konzepte - Methoden - Erfahrungen*, Wiesbaden, S. 29-49.

Homburg, C.; Rudolph, B.; Werner, H. (1995): Messung und Management von Kundenzufriedenheit in Industriegüterunternehmen, in: Simon, H.; Homburg, C. (Hrsg.): Kundenzufriedenheit: Konzepte - Methoden - Erfahrungen, Wiesbaden, S. 313-340.

Kaas, K. P.; Runow, H. (1984): Wie befriedigend sind die Ergebnisse der Forschung zur Verbraucherzufriedenheit?, in: Die Betriebswirtschaft, Heft 3, S. 451-460.

Meffert, H. (1998): Kundenbindung als Element moderner Wettbewerbsstrategien, in: Bruhn, M.; Homburg, C. (Hrsg.): Handbuch Kundenbindungsmanagement, Wiesbaden, S. 115-133.

Parasuraman, A.; Zeithaml, V. A.; Berry, L. L. (1988): SERVQUAL: A Multiple-Item Scale for Measuring Consumer Perceptions of Service Quality, in: Journal of Retailing, Vol. 64, No. 1, S. 5-37.

Ronning, G. (1991): Mikroökonomie, Berlin/ Heidelberg/ New York

Scharnbacher, K.; Kiefer, G. (1996): Kundenzufriedenheit, München/ Wien

Schütze, R. (1992): Kundenzufriedenheit, Wiesbaden

Sebastian, K. H.; Paffrath, R.; Lauszus, D.; Runneboom, T. (1995): Messung von Kundenzufriedenheit bei industriellen Dienstleistungen, in: Simon, H.; Homburg, C. (Hrsg.): Kundenzufriedenheit: Konzepte - Methoden - Erfahrungen, Wiesbaden, S. 341-365.

Sheth, J.; Parvatiyar, A. (1994): Relationship Marketing: Theory, Methods and Applications, Atlanta.

Zeiner, R.; Harsch, M.; Fischli, A. (1996): Health Care Markt 2000: Wettbewerbsvorteil Kundenorientierung, in: Pharmazeutische Industrie, 58, No. 8, S. 666-677.

Zeithaml, V. A., Berry, L. L., Parasuraman, A. (1996): The Behavioral Consequences of Service Quality, in: Journal of Marketing, Vol. 60, S. 31-46.

Zeithaml, V. A.; Berry, L. L., Parasuraman, A. (1988): Communication and Control Prozesse in the Delivery of Service Quality, in: Journal of Marketing, Vol. 52, S. 35-48.