

# **EINE LOGIT-ANALYSE ZUR DIFFERENZIERUNG VON KÄUFERN UND NICHT-KÄUFERN VON SCHULMILCH IN DEUTSCHLAND**

Günter Peter, Petra Salamon, Inken B. Christoph, Daniela Weible,  
Doreen Bürgelt

guenter.peter@vti.bund.de

Johann Heinrich von Thünen-Institut (vTI), Bundesforschungsinstitut für  
Ländliche Räume, Wald und Fischerei,  
Institut für Marktanalyse und Agrarhandelspolitik, Braunschweig



**2011**

*Vortrag anlässlich der 51. Jahrestagung der GEWISOLA  
„Unternehmerische Landwirtschaft zwischen Marktanforderungen und  
gesellschaftlichen Erwartungen“  
Halle, 28. bis 30. September 2011*

Copyright 2011 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

# EINE LOGIT-ANALYSE ZUR DIFFERENZIERUNG VON KÄUFERN UND NICHT-KÄUFERN VON SCHULMILCH IN DEUTSCHLAND

## **Zusammenfassung**

Vor dem Hintergrund eines sinkenden Schulmilchkonsums in Deutschland stellt sich generell die Frage, welche Faktoren für die Kaufentscheidung von Schulmilch wichtig sind und, ob unterschiedliche Konsummuster für einzelne Gruppen existieren. Dieser Beitrag erweitert bestehende ökonometrische Erklärungsansätze um Schüler- und Haushaltscharakteristika. Dazu werden auf der Grundlage der Discrete Choice-Theorie zwei Konsummuster, die Gruppe der Schulmilchbesteller und die Gruppe der Nicht-Besteller, betrachtet. Mit Hilfe eines Logit-Modells werden Einflussfaktoren analysiert, die über das Konsummuster entscheiden. Als wichtige Faktoren kristallisieren sich die befürwortenden und ablehnenden Einstellungen der Schulkinder und ihrer Eltern gegenüber Milch und Schulmilch heraus. Weiterhin variiert die Chance Schulmilch zu bestellen mit dem Geschlecht, dem Alter und dem Migrationshintergrund der Schulkinder. Schulkinder aus Haushalten mit niedrigem Nettoeinkommen weisen eine höhere Chance auf, keine Schulmilch zu bestellen als Kinder aus Haushalten mit höherem Einkommen. Das Produktsortiment beeinflusst ebenfalls die Bestellwahrscheinlichkeit. Ist dieses vielfältig, erhöht sie sich, werden hingegen auch andere Getränke angeboten, sinkt sie.

## **Schlüsselbegriffe**

Schulmilch, Logit-Modell, Nachfrageanalyse

## **Abstract**

School milk consumption is currently declining in Germany. To analyse the reasons for this development existing econometric models are extended by characteristics of pupils and their households. Based on discrete choice theory, a logit model is applied investigating factors which distinguish school milk buyers from non-buyers. Important factors are the attitude of pupils and children towards milk and school milk as well as nutritional behavior at school. Buying behavior varies with age, sex and the migration background of pupils. Girls, pupils with migration background and older pupils show a higher chance of being in the non-buyer group. The same holds for children who belong to a low-income household. At school a higher variety of school milk products increases the chance for buying school milk while offering non-milk beverages reduces it.

## **Keywords**

school milk, logit model, demand analysis

## 1 Einleitung

Der Schulmilchkonsum in Deutschland ist seit Jahrzehnten beständig rückläufig. Allein im Zeitraum 1993 bis 2008 ging der Absatz um 72 % auf etwa 36 Tsd. Tonnen Vollmilchäquivalent zurück<sup>1</sup>. Pro-Kopf beträgt der durchschnittliche jährliche Rückgang seit 2006 etwa 3,5 %.

Gründe für diese Entwicklung wurden durch WIETBRAUK (1976) sowie WEINDLMAIER UND FALLSCHEER (1997) beschrieben und werden aktuell in dem Bundesmodellvorhaben „Schulmilch im Fokus“ (zur Beschreibung siehe Salamon et al., 2010) untersucht. Die deskriptive Analyse der gesamten Absatzkette von den Molkereien über Lieferanten, Schulen bis hin zu den Schülern und ihrem Elternhaus zeigen einige Ursachen auf. So werden Verpackungsfragen und damit verbundene Abfallprobleme, der Konzentrationsprozess der Ernährungsindustrie, die relativ hohen Kosten der Schulmilchproduktion und -distribution als Gründe angeführt. Daneben können alternative Getränkeangebote und ein begrenztes Produktsortiment bei Milch als mögliche Ursachen gelten. Im Zuge der allgemeinen Einsparungsprozesse wird dem Rückgang des technischen Personals an Schulen ein negativer Einfluss auf den Schulmilchabsatz zugeschrieben. Diese führen in der Regel die Vor-Ort-Distribution aus (WIETBRAUK 1976; WEINDLMAIER UND FALLSCHEER 1997).

Im Bundesmodellvorhaben „Schulmilch im Fokus“ wird der Schulmilchkonsum in Grundschulen Nordrhein-Westfalens (NRW) mittels eines Preisexperiments mit vier verschiedenen Preisstufen untersucht. Erste Ergebnisse sind in GONZALEZ-MELLADO ET AL. (2010) zu finden. Die Höhe der durchschnittlichen Schulmilchbestellungen wird basierend auf Daten für Schulklassen in Abhängigkeit von Charakteristika der jeweiligen Klasse beziehungsweise der jeweiligen Schule ökonometrisch mit Hilfe eines Multilevel-Ansatzes geschätzt. Die Ergebnisse zeigen einen negativen Einfluss des Preises auf den Absatz. Daneben wirken eine Reihe anderer Faktoren. Die durchschnittliche Schulmilchbestellung ist umso geringer, je mehr Mädchen und Kinder mit Migrationshintergrund in die Klasse gehen und je älter die Kinder sind. Außerdem wirkten sich eine geringere Größe der Schule und die Lage der Schule in größeren Städten signifikant positiv auf den Schulmilchabsatz aus.

Dieser Beitrag erweitert die ökonometrische Analyse der Schulmilchnachfrage um die Individualebene. Dabei sollen weniger Preisveränderungen im Vordergrund stehen sondern vielmehr Charakteristika der Schulkinder und der Haushalte, in denen sie leben. Da jedes Schulkind für den kommenden Bestellzeitraum lediglich zwischen den beiden Alternativen „Bestellen“ oder „Nicht-Bestellen“ entscheiden kann, wird in diesem Beitrag nicht die durchschnittliche Bestellmenge erklärt, sondern untersucht, aufgrund welcher Einflussfaktoren sich die „Nicht-Besteller“ von den „Bestellern“ unterscheiden lassen. Dieser Ansatz erscheint vorteilhaft, weil die Nicht-Besteller bei den aktuell üblichen Abgabepreisen von 35 Cents pro Packung Milchlischgetränk und 30 Cents pro Packung Milch pur mit über 40 % eine sehr große Gruppe darstellen. Eine Veränderung des Durchschnittskonsums lässt sich demnach in erster Linie auf ein verändertes Bestellverhalten dieser Gruppe zurückführen.

Es stellt sich folgende Frage: Wie lassen sich die Konsummuster „Besteller“ und „Nicht-Besteller“ aufgrund von Eigenschaften der Schüler und ihrer Umwelt unterscheiden?

Die Analyse des Bestellverhaltens wird mit Hilfe des Discrete Choice-Ansatzes und methodisch mittels binärer logistischer Regression durchgeführt. Im Folgenden werden im Abschnitt 2 die Grundlagen zur logistischen Regression vorgestellt. Nach der Darstellung der Datenerhebung und der zur Verfügung stehenden Stichprobe in Abschnitt 3 folgt in Abschnitt 4 die empirische Analyse. Die Schlussfolgerungen finden sich in Abschnitt 5.

---

<sup>1</sup> Aufstellung aus dem Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (BMELV) vom 8.2.2011

## 2 Methodische Grundlagen

In der klassischen Konsumtheorie maximiert ein repräsentativer Konsument seinen Nutzen durch die individuelle Zusammenstellung seines Güterkonsums. Die Maximierung der Nutzenfunktion in Abhängigkeit vom Budget entscheidet, wie viel von welchem Gut konsumiert wird. Diskrete Entscheidungen, wie die Wahl zwischen verschiedenen Produkten, können jedoch mit diesem Ansatz nicht analysiert werden (GREENE 2009, S. 475). Hier kommen in der Regel die sogenannten Discret Choice-Modelle zum Einsatz.

Die Grundidee besteht darin, dass sich eine Person zwischen verschiedenen diskreten Auswahlmöglichkeiten für die Alternative entscheidet, die ihr unter Berücksichtigung ihrer Budgetrestriktion den höchsten Nutzen stiftet (TRAIN, 2009, S. 3). Der Nutzen ist eine latente, nicht direkt beobachtbare Variable. Zur Berücksichtigung des Nutzens wird auf ein von MCFADDEN (1974) eingeführtes Nutzenkonzept zurückgegriffen:

$$(1) \quad U = V + \varepsilon$$

Dieses als random utility modell bezeichnete Konzept unterscheidet beim Nutzen (U) zwischen beobachtbaren, systematischen (V) und nicht-beobachtbaren, zufälligen ( $\varepsilon$ ) Nutzenkomponenten.

Wird für die beobachtbare Nutzenkomponente (V) ein Maßstab gewählt, der linear in den Parametern ist, so kann V modelliert werden als<sup>2</sup>:

$$(2) \quad V = a + \mathbf{x}'\mathbf{b} + \mathbf{w}'\mathbf{c},$$

mit

x = personenspezifische Merkmale,

w = alternativenspezifische Merkmale

a, b, c = Parameter.

Wählt ein nutzenmaximierendes Individuum zwischen zwei Alternativen ( $y = 1, 2$ ) nach der Regel:

$$y = 2 \Leftrightarrow U_2 > U_1 \text{ und } y = 1 \Leftrightarrow U_1 \geq U_2,$$

folgt daraus, dass Alternative ( $y = 1$ ) dann gewählt wird, wenn die Nutzendifferenz der Wahlmöglichkeiten  $U_2$  und  $U_1$  kleiner gleich Null ist:

$$(3) \quad y = 1 \Leftrightarrow U_2 - U_1 \leq 0$$

Die Nutzendifferenz kann in Anlehnung an Formel 2 und Formel 1 geschrieben werden als:

$$(4) \quad \begin{aligned} \tilde{U} &= a_2 - a_1 + \mathbf{x}'(b_2 - b_1) + (\mathbf{w}_2 - \mathbf{w}_1)'c + \varepsilon_2 - \varepsilon_1 \\ \tilde{U} &= \tilde{a} + \tilde{\mathbf{x}}'\tilde{\mathbf{b}} + \tilde{\varepsilon} \end{aligned}$$

mit

$$\tilde{U} = U_2 - U_1$$

$$\tilde{a} = a_2 - a_1$$

$$\tilde{\mathbf{x}}'\tilde{\mathbf{b}} = \mathbf{x}'(b_2 - b_1) + (\mathbf{w}_2 - \mathbf{w}_1)'c$$

$$\tilde{\varepsilon} = \varepsilon_2 - \varepsilon_1$$

Da  $\tilde{\varepsilon}$  nicht bekannt ist, ist die Entscheidung weder deterministisch noch exakt prognostizierbar. Unter der Annahme, dass die nicht-beobachtbaren Faktoren als Zufallsvariable mit einer Dichte  $f(\tilde{\varepsilon})$  und einer Verteilungsfunktion  $F(\tilde{\varepsilon})$  vorliegen, kann die Wahrscheinlichkeit für die Wahl einer Alternative berechnet werden:

$$(5) \quad \begin{aligned} P(y = 1|\tilde{\mathbf{x}}) &= P(U_2 - U_1 \leq 0) = P(\tilde{\varepsilon} \leq -\tilde{a} - \tilde{\mathbf{x}}'\tilde{\mathbf{b}}), \\ P(y = 1|\tilde{\mathbf{x}}) &= F(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}), \end{aligned}$$

---

<sup>2</sup> Die folgende Darstellung ist im Wesentlichen TUTZ (2000, S. 119 ff.) entnommen.

mit

$$\mathbf{X}' = (1, \tilde{\mathbf{x}}),$$

$$\boldsymbol{\beta} = (-\tilde{\alpha}, -\tilde{\mathbf{b}}').$$

Beim Logit-Modell wird als Verteilungsfunktion eine logistische Funktion zugrunde gelegt:

$$(6) \quad F(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}) = \frac{e^{\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}}}$$

Diese bewirkt, dass der Wertebereich der abhängigen Variablen der Schätzgleichung ( $\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}$ ), der den Bereich  $[-\infty; +\infty]$  umfasst, auf  $[0;1]$  beschränkt wird.

Die abhängige Variable der lineare Schätzgleichung spiegelt das logarithmierte Wahrscheinlichkeitsverhältnis wider, das Ereignis  $y=1$  im Vergleich zu  $y=2$  zu erhalten:

$$(7) \quad \ln\left(\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}\right) = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}.$$

Dieser Ausdruck wird als Logit bezeichnet, das Wahrscheinlichkeitsverhältnis  $\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}$  als Odds.

Durch die Transformation der linearen Schätzgleichung mit der logistischen Funktion, können die geschätzten Parameter nicht wie bei einer linearen Regression interpretiert werden. Lediglich die Richtung des Einflusses der unabhängigen Variablen ist durch das Vorzeichen ersichtlich. Positive (negative) Vorzeichen führen bei steigenden Werten der unabhängigen Variable zu einer höheren (niedrigeren) Wahrscheinlichkeit, dass eine bestimmte Alternative gewählt wird. Zur Interpretation der Parameter können jedoch die jeweiligen Odds Ratios herangezogen werden. Diese Effekt-Koeffizienten, deren Wertebereich  $[0;+\infty]$  umfasst, zeigen, um welchen Faktor sich die Odds durch die entsprechende Einflussvariable ändern. Odds Ratios über (unter) Eins erhöhen (erniedrigen) das Wahrscheinlichkeitsverhältnis (auch Chance oder Odds) um den jeweiligen Faktor (BACKHAUS ET AL. 2011, S. 254).

Im vorliegenden Beitrag wird der Logit-Ansatz verwendet, obwohl die Annahme, dass unbeobachteten Einflussfaktoren zwischen den Alternativen nicht korreliert sind, verletzt ist. Die in diesem Fall zu bevorzugende und hier nicht angeführte Probit-Schätzung zeigt konsistente Parameter, sowohl vom Vorzeichen als auch von der Größe. Zudem sind nach TUTZ (2000, S. 132) die durch das Logit-Modell geschätzten Parameter konsistent um etwa den Faktor  $\pi/\sqrt{3}$  größer als die Parameter des Probit-Modells. Da aus den Koeffizienten der Probit-Schätzung nicht die leichter zu interpretierenden Odds Ratios abgeleitet werden können, werden die Ergebnisse des Logit-Modells vorgestellt.

### 3 Datengrundlage

#### 3.1 Datenerhebung und Stichprobe

Als Grundlage der Analyse dienen individuelle Schulmilchbestelldaten von Grundschulern in Nordrhein-Westfalen. Der Anteil Schulmilch bestellender Schulen liegt dort bei etwa 88 %. Die Daten wurden im Schuljahr 2008/09 in 118 Grundschulen im Rahmen des oben erwähnten Bundesmodellvorhabens „Schulmilch im Fokus“ für vier verschiedene - durch ein Preisexperiment vorgegebene - Preisstufen erhoben. In den Grundschulen wurden lediglich die Klassenstufen zwei bis vier berücksichtigt, da die ersten Klassen mit den durchgeführten schriftlichen Befragungen, aufgrund der noch unzureichenden Lese- und Schreibfähigkeiten, überfordert gewesen wären.

Die Bestellmengen für Schulmilch wurden durch die Schulen erfasst. Da die Bestellzeiträume schulabhängig sind und zwischen einer Woche und einem Monat variieren, wurden die Daten auf Tagesbasis umgerechnet und pro Preisstufe aufbereitet. In diesem Papier werden nur die Daten für die erste Preisstufe betrachtet, die den Zeitraum 11.8.-26.9.2008 umfassen. Die

Schulmilchpreise waren in diesem Zeitraum für alle einbezogenen Schulen einheitlich und entsprachen dem üblichen Niveau in Nordrhein-Westfalen von 30 Cents pro 250 ml-Packung Milch pur und 35 Cents pro Packung Milchmischgetränk wie Kakao-, Erdbeer- oder Vanillemilch.

Daneben wurden umfangreiche schriftliche Befragungen der Schüler, Eltern, Klassenlehrer, Schulmilch-Koordinatoren sowie Schulleiter durchgeführt<sup>3</sup>, wodurch weitere Informationen dieser Befragten vorliegen:

- Schüler: soziodemographische Informationen (Alter, Geschlecht, Klassenstufe, Migrationshintergrund), Einstellungen der Schüler zu Milch, Ernährungsverhalten, Haushaltsstruktur (Einkommen, Personen im Haushalt, Ausbildung und Erwerbstätigkeit der Eltern), Einstellung der Eltern zur Milch/Ernährung,
- Klasse: Einstellung der Klassenlehrer zu Milch im allgemeinen, zu Schulmilch und Ernährungsfragen,
- Schule: Kenngrößen der Schule (Anzahl Schüler, Sozialindex der Gemeinde, Gemeindegröße), Bestellrhythmus, Produktsortiment, Verpackung und Lieferant der Schulmilch, Einstellung des Schulleiters, Einstellung des Schulmilchkoordinators, Organisation des Schulmilchverkaufs an den Schulen.

Die für die ökonomische Analyse verwendbaren Variablen wurden mit den Bestelldaten der Schüler zusammengeführt. Nach der Bereinigung um fehlende Bestelldaten und nicht-beantwortete Fragebogen verbleibt als Schnittmenge vorhandener Daten eine Stichprobe von 7336 Schülern aus 552 Klassen und 101 Schulen. Bei der Vielzahl der erhobenen Variablen sind in den Fragebogen nicht alle Fragen beantwortet. Je nach Spezifikation des ökonometrischen Modells verringert sich die Größe der verwendeten Stichprobe.

### **3.2 Deskriptive Analyse des Datensatzes**

Nach der Erläuterung zur Datenerhebung werden einige deskriptive Kennzahlen zur Charakterisierung der Stichprobe gegeben.

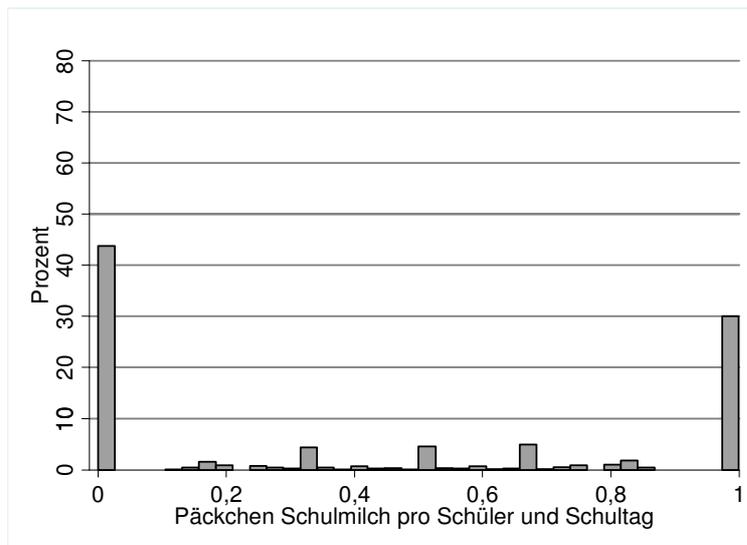
Die durchschnittliche Bestellmenge in dem betrachteten Zeitraum liegt bei 0,39 Packungen Schulmilch pro Kind und Tag. Daneben fällt auf, dass die Verteilung der durchschnittlichen Bestellmengen im genannten Zeitraum nicht normalverteilt ist. Wie in Abbildung 1 dargestellt, ist eine u-förmige Verteilung beim Schulmilchkonsum im observierten Zeitraum mit folgender Struktur zu erkennen: 1) Schulkinder, die nicht bestellt haben (43,7 %), 2) Schulkinder, die jeden Tag Schulmilch bestellen (29,7 %) und 3) Kinder, die zwischen diesen beiden Extremen liegen (26,6 %).

Im Fokus dieser Untersuchung steht nicht die durchschnittlich bestellte Schulmilchmenge. Vielmehr soll erklärt werden, aufgrund welcher Faktoren generell Schulmilch bestellt oder nicht bestellt wird. Hierfür werden die zur Verfügung stehenden Informationen über die Gruppen verdichtet. Die „Nicht-Besteller“ aus 1) werden zur Gruppe 1 und die „Besteller“ aus 2) und 3) werden zur Gruppe 2 zusammengefasst. Die prozentuale Aufteilung der Schulkinder in der Stichprobe beträgt dann 43,7 % für Gruppe 1 und 56,3 % für Gruppe 2.

---

<sup>3</sup> Die Befragungen wurden von unserem Kooperationspartner, dem MRI-Institut für Ernährungsverhalten, konzeptionell erarbeitet und durchgeführt.

**Abbildung 1: Durchschnittliche Verteilung der Schulumilchbestellungen in der Stichprobe im Zeitraum 11.8.-26.9.2008**



Quelle: Eigene Darstellung.

Im Folgenden werden einige Charakteristika der beiden Gruppen in der Stichprobe tabellarisch vorgestellt (Tabelle 1). Dabei fällt auf, dass das Durchschnittsalter der „Nicht-Besteller“ etwas höher liegt als das der Vergleichsgruppe. Ebenso ist der Mädchenanteil höher. Der Anteil der Kinder mit Migrationshintergrund ist jedoch in den beiden Gruppen etwa gleich hoch. Das Image der Milch ist, wie zu erwarten, in der Gruppe der „Besteller“ durchweg positiver. Bei den Haushaltseinkommen ist zu erkennen, dass Kinder aus den unteren Einkommensgruppen eher „Nicht-Besteller“ sind als Kinder aus höheren Einkommensgruppen.

**Tabelle 1: Ausgewählte Eigenschaften der Stichprobe**

Variable	„Nicht-Besteller“ (Gruppe 1)	„Besteller“ (Gruppe 2)
Anzahl Schulkinder	3206	4130
Durchschnittsalter	8,35	8,11
Mädchenanteil (%)	52,6	47,8
Anteil der Kinder mit Migrationshintergrund (%)	27,3	27,4
Image der Milch bei Kindern positiv (%)	76,6	87,1
Image der Milch bei Kindern indifferent (%)	10,6	8,6
Image der Milch bei Kindern negativ (%)	12,8	4,2
Haushaltseinkommen		
- bis unter 1000 € (%)	26,4	23,7
- 1000 bis unter 2000 € (%)	22,3	20,1
- 2000 bis unter 3000 € (%)	30,8	32,8
- 3000 bis unter 4000 € (%)	10,8	12,1
- 4000 € und mehr (%)	9,8	11,2

Quelle: Eigene Berechnungen.

## 4 Empirische Analyse

### 4.1 Vorgehensweise und Vorauswahl der Variablen

Zur Analyse des Nachfrageverhaltens wird eine klassische Sichtweise eingenommen. Danach hängt das Kaufverhalten von den Präferenzen der Entscheider, den maßgeblichen Preisen und dem Einkommen der jeweiligen Haushalte ab. Die Einstellungen und sozioökonomischen Unterschiede, die die Präferenzen beeinflussen, sowie das Einkommen wurden durch Befragungen ermittelt. Präferenzen und Einstellungen variieren mit Alter, Geschlecht, Migrationshintergrund, aber auch mit der Beeinflussung durch die Umwelt der Schüler. Zur Umwelt eines Schülers zählen Elternhaus, Mitschüler, Klassenlehrer oder die Organisation des Schulmilchverkaufs in der Schule. Alternativ können Präferenzen auch aus den Ernährungsgewohnheiten und dem Ernährungsverhalten der Kinder abgeleitet werden. In Anbetracht der Vielzahl der aus den Befragungen ermittelten Variablen stellt sich die Frage nach der adäquaten Variablenauswahl, um zu verhindern, dass das Modell eine Zufallsauswahl darstellt.

Im weiteren Vorgehen wird zwischen einem Erklärungsmodell und einem Prognosemodell unterschieden. Ziel des Erklärungsmodells ist die stringente Herleitung eines ökonometrischen Modells auf der Basis von (wenigen) aussagekräftigen Variablen und Faktoren. Ziel des Prognosemodells hingegen ist die Maximierung der Trefferquoten bei der Prognose der jeweiligen Gruppenzugehörigkeiten. Dabei können einerseits Variablen Eingang finden, die beim Erklärungsmodell aus theoretischer Sicht ausgeschlossen wurden und zum anderen können die Prognosemodelle mehr Variablen umfassen. Schätztechnisch wird, wie in SHTATLAND ET AL. (2001) beschrieben, das Erklärungsmodell durch Minimierung des Schwarz-Informationskriteriums und das Prognosemodell durch Minimierung des Akaike-Informationskriteriums erreicht.

Vom theoretischen Standpunkt erscheint es sinnvoll, die folgenden Bereiche als Einflussfaktoren zu berücksichtigen:

- Einstellung der Kinder: Alter, Geschlecht, Migrationshintergrund, Einstellungen der Schüler zur Milch, das Ernährungsverhalten (bspw., ob das Kind regelmäßig ohne Pausenbrot zur Schule geht),
- Einstellung des Elternhauses (Einstellung des befragten Elternteils zur Milch, zur Schulmilch, zum Beitrag der Milch/Schulmilch zur gesunden Ernährung),
- Einkommen der Haushalte,
- Einstellung des Klassenlehrers zu Milch und Schulmilch (Einstellung zu Milch, Schulmilch) sowie Vorbildfunktion des Klassenlehrers (Angabe, ob der Lehrer in der Pause ebenfalls Milch trinkt),
- Einstellung der Schulleitung zu Milch und Schulmilch,
- Organisation der Schulmilch an der Schule (Größe des Schulmilch-Produktsortiments, Angaben, ob andere Getränke oder andere Milchprodukte angeboten werden).

Bei der Variablenauswahl wurde darauf geachtet, dass in erster Linie Einstellungsvariablen verwendet werden. Variablen, die das Ernährungsverhalten beschreiben und auf Einstellungen zur Milch oder Schulmilch zurückzuführen sind, sind im Erklärungsmodell nicht berücksichtigt worden. Beispielsweise wird die Ernährungsvariable „Trinkt zu Hause keine Milch“ nicht zusammen mit der Variablen „Negatives Image der Milch“ verwendet, da angenommen wird, dass die Einstellung das Verhalten beeinflusst. Ernährungsgewohnheiten, die nicht mit der Einstellung zur Milch in Verbindung gebracht werden können, wie beispielsweise „Ohne Pausenbrot“, können hingegen als Erklärungsvariable in das ökonometrische Modell eingehen.

Die Einstellung der Eltern, Klassenlehrer und Schulleiter zu Milch, Schulmilch und Ernährung wurde in der schriftlichen Befragung in 20 (bei den Eltern in 30) verschiedenen Aussagen erfasst. In der Analyse selbst wurden lediglich die folgenden drei berücksichtigt, da sie den stärksten Einstellungsbezug zu Milch und Schulmilch aufweisen: „Ich fühle mich gut, wenn mein Kind (die Kinder) in der Pause Schulmilch trinkt (trinken)“, „Schulmilch trägt zu einer gesunden Ernährung von Kindern bei“ und nur bei den Eltern „Mir ist wichtig, dass mein Kind Milch trinkt und/oder Milchprodukte isst“.

Die Antworten aus der fünfgliedrigen Likert-Skala (stimme überhaupt nicht zu, stimme eher nicht zu, teils/teils, stimme eher zu, stimme voll zu) wurden dann in die drei Ausprägungen bzw. Dummy-Variablen „Zustimmung“, „indifferent“, „Ablehnung“ überführt, wobei die Ausprägung „indifferent“ die Referenz darstellt.

Aus dem Kinderfragebogen wurde als Einstellungsvariable lediglich die Frage zum Image der Milch übernommen und in die Ausprägungen „positiv“, „negativ“ und „indifferent“ (Referenz) umgewandelt.

Fraglich ist, inwieweit die Beeinflussung der Einzelentscheidung durch die Klasse in die Schätzgleichungen eingeführt werden kann und soll. Als Variable steht hier die durchschnittliche Bestellmenge pro Klasse zur Verfügung. Diese sollte stark mit der individuellen Bestellmenge korrelieren, welche eine 100prozentige Erklärungsvariable für die Zugehörigkeit zu der Gruppe der „Besteller“ beziehungsweise „Nicht-Besteller“ wäre. Aus theoretischer Sicht sollte diese Variable deshalb zur Erklärung der Gruppenzugehörigkeit nicht verwendet werden. Da die tatsächliche Korrelation zwischen den beiden Variablen jedoch bei  $r = 0,42$  liegt<sup>4</sup> und um den Effekt dieser Variable zu dokumentieren, wird diese Variable im „Prognosemodell“ verwendet.

Abschließend sei noch erwähnt, dass in der Analyse nicht zwischen Milch pur und Milchlischgetränken unterschieden wird, da der durchschnittliche Bestellanteil der Milch pur bei lediglich ca. 11 % liegt. Damit wird auch der Preisunterschied von 5 Cent zwischen Milch pur und den Milchlischgetränken vernachlässigt. Da in Logit-Modellen wegen der Unterschätzung der Standardfehler keine kategorialen Daten verwendet werden, wurden die Einkommensangaben zu fünf Kategorien in Tausenderschritten zusammenfasst. Um eventuelle unterschiedliche Auswirkungen hoher und niedriger Einkommen erklären zu können, wurde die dritte Einkommenskategorie (2000-3000 €) als Referenz gewählt.

Die Berechnungen wurden mit der Software SAS 9.2 für Windows durchgeführt.

## 4.2 Ergebnisse der Logit-Schätzung

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung sind in Tabelle 2 zu finden. Der Log-Likelihood-Test sowie die hier nicht angeführten Score- und Wald-Tests weisen beide Schätzgleichungen in der Gesamtheit als statistisch signifikant aus. Die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte<sup>5</sup> liegen in einem für Querschnittsanalysen akzeptablen Bereich. Die Prognosegüte, mit der die Zuordnung der Schulkinder zu den beiden Gruppen „Nicht-Besteller“ und „Besteller“ auf der Grundlage der geschätzten Parameter geprüft wird, liegt beim „Erklärungsmodell“ bei 70,3 %. Die Zuordnung zur Gruppe der Nicht-Besteller (Gruppe 1) hat eine Trefferquote von 55,1 %, die der Zuordnung zur Gruppe der Besteller (Gruppe 2) von 81,4 %. Als Benchmark dient die maximale Zufallswahrscheinlichkeit<sup>6</sup>, die für Gruppe 1 42,3 % und für Gruppe 2 57,7 % beträgt; beide werden übertroffen. Die Prognosegüte des Prognosemodells liegt mit 73,2 % etwas höher, da dieses Modell mit dem Ziel einer hohen Trefferquote spezifiziert wurde.

---

<sup>4</sup> Pearson Korrelationskoeffizient

<sup>5</sup> Siehe SHTATLAND (2000) für Details zur Berechnung.

<sup>6</sup> Äquivalent zur relativen Gruppengröße.

**Tabelle 2: Logit-Analyse für Preisstufe 1 - Abgrenzung der „Nicht-Besteller“ (Gruppe 1) von den „Bestellern“ (Gruppe 2), Referenz Gruppe 2**

Variable	Erklärungsmodell			Prognosemodell		
	Koeffizienten (Std.-Fehler)		Odds ratio	Koeffizienten (Std.-Fehler)		Odds ratio
Konstante	-1,2233 (0,3183)	***	-	1,5944 (0,3371)	***	-
<b>Schulkind</b>						
Alter	0,2716 (0,0293)	***	1,312	0,0858 (0,0325)	***	1,090
Geschlecht (weiblich = 1)	0,2217 (0,0579)	***	1,248	0,2486 (0,0619)	***	1,282
Migrationshintergrund (ja = 1)	0,2554 (0,0660)	***	1,291	0,1943 (0,0720)	***	1,214
Image Milch (positiv = 1)	-0,3881 (0,0974)	***	0,678	-0,4247 (0,1049)	***	0,654
Image Milch (negativ = 1)	0,8206 (0,1438)	***	2,272	0,7628 (0,1531)	***	2,144
<b>Ernährungsgewohnheiten</b>						
Ohne Pausenbrot (ja = 1)	-0,9822 (0,2655)	***	0,374	-0,8491 (0,2769)	***	0,428
Lactosefreie Ernährung (ja = 1)	-	-	-	0,3608 (0,1947)	*	1,435
<b>Haushalt</b>						
Einstellung Eltern : Fühle mich gut, wenn mein Kind Schulmilch trinkt (Bestätigung = 1)	-1,3074 (0,0726)	***	0,271	-1,2388 (0,0774)	***	0,290
Einstellung Eltern: Fühle mich gut, wenn mein Kind Schulmilch trinkt (Ablehnung = 1)	0,6521 (0,0984)	***	1,920	0,6654 (0,1046)	***	1,945
Einkommen (bis unter 1000 € = 1)	0,1402 (0,0782)	*	1,151	0,1778 (0,0837)	**	1,195
Einkommen (1000 bis unter 2000 € = 1)	0,2533 (0,0803)	***	1,288	0,2466 (0,0865)	***	1,280
Einkommen (3000 bis unter 4000 € = 1)	-0,0788 (0,0980)		0,924	-0,0571 (0,1033)		0,944
Einkommen (4000 € und mehr = 1)	-0,1673 (0,1043)		0,846	-0,1526 (0,1099)		0,858
<b>Klasseneinfluss</b>						
Klassenlehrer trinkt Milch in der Pause (ja = 1)	-0,1789 (0,0799)	**	0,836	-		-
Durchschnittliche Bestellmenge der Klasse in Preisstufe 1 [in 0,1 Packungen/Tag/Kind]	-		-	-0,4253 (0,0212)	***	0,654
<b>Schuleinfluss</b>						
Einstellung Schulleitung: Schulmilch ist ein Beitrag zur gesunden Ernähr. (Zustimmung = 1)	0,1013 (0,1416)		1,107	-		-
Einstellung Schulleitung: Schulmilch ist ein Beitrag zur gesunden Ernähr. (Ablehnung = 1)	0,6588 (0,2454)	***	1,933	-		-
Anzahl der angebotenen Schulmilchsorten	-0,1843 (0,0301)	***	0,832	-0,0599 (0,0325)	*	0,942
Nichtmilchgetränke im Produktsortiment (ja = 1)	0,2211 (0,0589)	***	1,247	-		-
<hr/>						
Anzahl Schüler (insgesamt/Gruppe 1/Gruppe 2):	6087 / 2578 / 3509			5790 / 2446 / 3344		
McFaddens Pseudo R <sup>2</sup> / Max-neu skaliertes R <sup>2</sup>	0,18 / 0,24			0,24 / 0,32		
AIC / AIC (Nullmodell):	7154 / 8297			6342 / 7789		
BIC / BIC (Nullmodell):	7273 / 8304			6448 / 7895		
Log Likelihood-Ratio	1177***			1577***		
<b>Prognosequalität</b>						
Gruppe 1 (Trefferquote / max. Zufallswahrscheinlichkeit)	55,4 % / 42,4 %			60,6 % / 42,2 %		
Gruppe 2 (Trefferquote / max. Zufallswahrscheinlichkeit)	81,2 % / 57,6 %			82,1 % / 57,8 %		
Insgesamt (Trefferquote)	70,2 %			73,0 %		

\*\*\* p-Wert < 0,01; \*\* p-Wert < 0,05; \* p-Wert < 0,10

Quelle: Eigene Berechnungen mit SAS 9.2 für Windows und PROC LOGISTIC.

Es zeigt sich, dass die Parameter der verwendeten Variablen die erwarteten signifikanten Vorzeichen aufweisen. Im Erklärungsmodell steigt mit zunehmendem Alter die Chance der Gruppe 1, also den „Nicht-Bestellern“, anzugehören. In der Spalte Odds Ratio ist zu ersehen, dass bei einem um ein Jahr älteren Schulkind die Chance der Gruppe 1 anzugehören um über 30 % steigt.

Die Kontrollvariable Geschlecht macht deutlich, dass Mädchen durchschnittlich häufiger in der Gruppe der „Nicht-Besteller“ zu finden sind. Bei Kindern mit Migrationshintergrund steigt die Chance, dass sie in der Gruppe der „Nicht-Besteller“ zu finden sind.

Den stärksten Einfluss auf die Chance der Gruppe der „Nicht-Besteller“ anzugehören haben die Einstellungsvariablen der Schulkinder und der Eltern. Einerseits zeigt sich bei den Kindern, dass ein negatives Image der Milch die Chance keine Milch zu bestellen stark erhöht. Andererseits vermindert ein positives Image diese Chance fast ebenso stark. Ähnliches gilt für die Einstellung der Eltern, die mit der Bewertung der Aussage „Ich fühle mich gut, wenn mein Kind Schulmilch trinkt“ abgefangen wurde. Eine Ablehnung (Zustimmung) dieser Aussage erhöht (vermindert) die Chance keine Milch zu bestellen. Die Wirkung der positiven und negativen Einstellungen wird vom Erklärungsmodell konsistent widergegeben.

Kommen Kinder „ohne Pausenbrot“ zur Schule verringert sich die Chance keine Schulmilch zu bestellen deutlich. Im Umkehrschluss trinken Kinder ohne Pausenbrot häufiger Schulmilch als Kinder mit Pausenbrot.

Weiterhin kann ein Einkommenseffekt nachgewiesen werden; für Kinder aus Haushalten mit niedrigem Einkommen erhöht sich die Chance der Gruppe der Nicht-Besteller anzugehören. Einige Gemeinden in NRW bieten die sogenannte „Sozialmilch“ - die kostenlose Abgabe der Schulmilch für Kinder aus einkommensschwachen Familien - an. Da der Effekt dieser Maßnahme durch die unzureichende Datenerfassung in den Schulen im Modell nicht abgefangen wird, tritt der Einkommenseffekt der Einkommensklasse bis 1000 Euro nicht so stark zu Tage.

Zudem ist zu erkennen, dass das in der Schule angebotene Produktsortiment einen nachweisbaren Effekt hat. So zeigt sich, dass die zunehmende Anzahl der angebotenen Schulmilchsorten die Chance für das Nicht-Bestellen verringert und andererseits das Angebot an anderen Getränken (keine Milchprodukte) diese Chance erhöht. Weiterhin bemerkenswert ist, dass in Schulen, deren Schulleitung in der Schulmilch keinen Beitrag zu einer gesunden Ernährung sieht, die Chance des Nicht-Bestellens steigt. Bei Schulleitungen mit der gegenteiligen Ansicht ist kein signifikanter Effekt auf das Bestellverhalten der Schulkinder feststellbar.

Bei der Spezifikation des Prognosemodells wurde eine mögliche Interaktion der Einzelentscheidung mit der Gruppenentscheidung über die Variable „Durchschnittliche Bestellmenge der Klasse“ mit berücksichtigt. Es zeigt sich, dass diese neue Variable in diesem Modell einen negativen Einfluss auf die Chance hat, der Gruppe der „Nicht-Besteller“ anzugehören. Erhöht sich der Klassendurchschnitt um 0,1 Packungen pro Tag und Kind, so verringert sich die Chance der Gruppe der „Nicht-Besteller“ anzugehören etwa um 53 %<sup>7</sup>. Zu beobachten ist weiterhin, dass die Parameter der meisten individuellen Einflussfaktoren nahezu unverändert bleiben. Lediglich die Einflussstärke der Variable „Alter“ geht durch die neu eingeführte Variable zurück. Die neue Variable „ersetzt“ in konsistenter Weise Einflüsse der Klasse und der Schule jedoch nicht der Individualebene. Letztlich wird im Prognosemodell insbesondere die Trefferquote der „Nicht-Besteller“ (Gruppe 1) verbessert.

---

<sup>7</sup> Für Odds Ratios unter 1 und größer 0,5 errechnet sich der prozentuale Rückgang der Chance als  $((1 / \text{Odds Ratio}) - 1) * 100$ .

### **4.3. Einordnung der Ergebnisse**

Die Schulmilchbestellung ist in der Regel von der Entscheidung der Schule, überhaupt Schulmilch anzubieten, und von der Entscheidung der Schulkinder/Eltern, diese zu bestellen, abhängig. Daher wird in dem Modell des vorliegenden Beitrags lediglich die Situation berücksichtigt, dass Schulmilch bereits von der Schule angeboten wird. Die vorliegende Analyse kann deshalb nur für etwa 88 % der Grundschulen in NRW gelten, die Schulmilch anbieten.

Die Ergebnisse für die Grundschulen aus Nordrhein-Westfalen sind, da es sich um eine regionale Auswahl handelt, aus statistischer Sicht nicht repräsentativ für die gesamte Bundesrepublik Deutschland. Es stellt sich die Frage, inwiefern die Entscheidungen in den übrigen Bundesländern von denen in NRW abweichen. Zumindest geht von NRW als bevölkerungsreichstem Bundesland eine starke Signalfunktion für Deutschland aus.

Die Auswahl der Grundschul Kinder in der Stichprobe ist durch die Neigung der Schulkinder und Eltern, die Fragebogen zu beantworten, beeinflusst. Deshalb gibt es in beschränktem Maße eine Selbstselektion hin zu Kindern mit höherem Durchschnittskonsum. Da in dem vorliegenden Ansatz jedoch in der Gruppe der „Besteller“ alle Kinder mit Bestellungen - unabhängig von der absoluten Bestellmenge - zusammengefasst sind, kann die Verzerrung der Stichprobe vernachlässigt werden.

Die Ergebnisse werden insofern als vorläufig angesehen, da das ökonometrische Modell weiter verbessert werden kann. Dazu zählt die Einbeziehung von Interaktionen zwischen einzelnen Einflussgrößen wie beispielsweise zwischen Einkommen und Migrationshintergrund sowie die schätztechnische Berücksichtigung einer möglichen Abhängigkeit der Untersuchungseinheiten.

## **5 Schlussfolgerungen**

Mit dem vorliegenden Beitrag wird die Schulmilchnachfrage in Deutschland an Hand eines Datensatzes, der im Rahmen des Bundesmodellvorhabens „Schulmilch im Fokus“ in Nordrhein-Westfalen erhoben wurde, untersucht. Die Stichprobe umfasst über 7300 Schulkinder an 101 Grundschulen. Da sich die Analyse auf die Differenzierung der Konsummuster „Besteller“ und „Nicht-Besteller“ - also diskrete Alternativen - konzentriert, wird ein Logit-Modell angewandt.

Die plausiblen Ergebnisse des ökonometrischen Modells zeigen, dass die Schulmilchnachfrage von Einflussfaktoren der Schulkinder und ihrer Umwelt abhängt. Zuerst zu nennen sind hier die positiven und negativen Einstellungen der Schulkinder und ihrer Eltern gegenüber Milch und Schulmilch. Weiterhin variiert die Chance Schulmilch zu bestellen mit dem Geschlecht, dem Alter und dem Migrationshintergrund der Schulkinder. Jungen konsumieren eher als Mädchen, jüngere Kinder eher als ältere und Kinder ohne Migrationshintergrund eher als Kinder mit.

Schulkinder aus Haushalten mit einem Nettoeinkommen von unter 2000 € weisen eine höhere Chance auf, keine Schulmilch zu bestellen als Kinder aus Haushalten mit höherem Einkommen. Ein signifikant positiver Einfluss kann auf das Verhalten der Klassenlehrer zurückgeführt werden. Trinken diese in der Pause ebenfalls Schulmilch, steigt die Chance, dass Kinder Schulmilch bestellen, an.

Einflussfaktoren der Schulen wirken sich unterschiedlich aus. Mit vielfältigerem Schulmilch-Produktsortiment steigt die Chance für das Bestellen von Milch an, das Verkaufen anderer Getränke in der Schule verringert diese Chance. Zudem konnte noch gezeigt werden, dass in Schulen, in denen die Schulleitung in der Schulmilch kein Beitrag für eine gesunde Ernährung sieht, die Chance für das Bestellen derselben sinkt.

## Literatur

- BACKHAUS, K., ERICHSON, B., PLINKE, W., WEIBER, R. (2011): Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung. Berlin
- GONZALEZ-MELLADO, A.A., CHRISTOPH, I.B., SALAMON, P., PETER, G., WEBER, S.A., WEIBLE, D. (2010): Sinkende Schulmilchnachfrage in Deutschland - Woran kann es liegen?. Papier zur 50-Jahrestagung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus, Braunschweig, 29.9.-1.11.2010.  
[Online: [http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/93931/2/A1\\_1.pdf](http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/93931/2/A1_1.pdf), 6.2.2011]
- GREENE, W. (2009): Discrete Choice Analysis. In: Mills, T.C., Patterson, K. (Hrsg.), Palgrave Handbook of Econometrics – Applied Econometrics, Chippingham, Eastbourne, S. 473-555.
- MCFADDEN, D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: Frontiers in Econometrics, S. 105-142, New York, London: Academic Press.
- SALAMON, P., PFAU, C., GRILLENBERGER, M., CHRISTOPH, I.B., STRABBURG, A., WEBER, S.A., PETER, G., GONZALEZ-MELLADO, A., BONFIG, J., WEIBLE, D. (2010): School milk demand: design and first results of the German federal research project "Focus on school milk". Landbauforschung vTI agriculture and forestry research, Band 60, Heft 1, S. 1-10.  
[Online: [http://literatur.vti.bund.de/digbib\\_extern/bitv/dk043228.pdf](http://literatur.vti.bund.de/digbib_extern/bitv/dk043228.pdf), 9.3.2011]
- SHTATLAND, E.S., CAIN, E., BARTON, M.B. (2001): The perils of stepwise logistic regression and how to escape them using information criteria and the output delivery system. In: SAS Institute Inc. (Hrsg.), Proceedings of the 26th Annual SAS User Group International Conference, April 9-12, 2000, Indianapolis, Indiana, (SUGI 26) Paper 222-26  
(Online: <http://www2.sas.com/proceedings/sugi26/p222-26.pdf>, 6.3.2011)
- SHTATLAND, E.S., MOORE, S., BARTON, M.B. (2000): Why we need an  $R^2$  Measure of Fit (and not only one) in Proc Logistic and Proc Genmod. In: SAS Institute Inc. (Hrsg.), Proceedings of the 25th Annual SAS User Group International Conference, April 9-12, 2000, Indianapolis, Indiana, (SUGI 25) Paper 256-25 (Online: <http://www2.sas.com/proceedings/sugi25/25/st/25p256.pdf>, 3.3.2011)
- TRAIN, K. E. (2009): Discrete Choice Methods with Simulation. 2. Aufl., Cambridge. (Online: <http://elsa.berkeley.edu/books/choice2.html>, 21. Feb. 2011)
- TUTZ, G. (2000): Die Analyse kategorialer Daten. München.
- WEINDLMAIER, H. AND T. FALLSCHEER (1997): Schulmilchversorgung in Deutschland: Situation, Problembereiche, Ansatzpunkte für eine Erhöhung des Distributionsgrades. Sonderveröffentlichung durch den Fachverband Kartonverpackungen (FKN), Wiesbaden.
- WIETBRAUK, H. (1976): Vorschläge zur Verbesserung des Schulmilchabsatzes und der Distribution von Schulmilch. Abschlussbericht eines Forschungsauftrages des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, aus dem Institut für Betriebswirtschaft und Marktforschung der Bundesanstalt für Milchwirtschaft Kiel, November 1976.