AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

ECONOMETRIC ANALYSIS OF MARKET POWER ON THE UKRAINIAN MARKET FOR RAW MILK

Oleksandr Perekhozhuk[1] **and Michael Grings**[2]

[1] Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO), Halle (Saale), Germany
[2] Institute of Agricultural and Nutritional Sciences, Martin Luther University Halle-Wittenberg, Halle (Saale), Germany

Paper prepared for presentation at the 47th annual conference of the GEWISOLA

(German Association of Agricultural Economists) and the 17th annual conference of the ÖGA (Austrian Association of Agricultural Economists),

'Changing Agricultural and Food Sector',

Freising/Weihenstephan, Germany, September 26-28, 2007

Copyright 2007 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.

ECONOMETRIC ANALYSIS OF MARKET POWER ON THE UKRAINIAN MARKET FOR RAW MILK

Oleksandr Perekhozhuk[*] und Michael Grings[**]

Abstract

The main emphasis of the present study is the empirical analysis of buyer market power of the Ukrainian milk processing industry on the market for raw milk. For an econometric analysis of pricing behaviour on the Ukrainian market for raw milk a sectoral, comparative-static structural model, based on the New Empirical Industrial Organization (NEIO) framework has been constructed. The model consists of a short-term supply function for raw milk and a first order condition for profit maximizing raw milk demand of the milk processing enterprises. The results of the econometric estimation of the model do not show any evidence for the existence of market power in the Ukrainian milk processing industry on the national level for the estimation period January 1996 to December 2003. However, these results do not exclude existence of market power on the regional level.

Keywords

Market Structure, Market Power, New Empirical Industrial Organization, Ukraine

∗ M. Agr. Sc. Oleksandr Perekhozhuk is research associate in the Department of Agricultural Markets, Marketing and Rural Agricultural Trade, Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO). Theodor-Lieser-Strasse 2 – D-06120 Halle (Saale) – Germany. E-Mail: perekhozhuk@iamo.de

∗∗ Prof. Dr. Michael Grings is professor at the Institute of Agricultural and Nutritional Sciences, Martin Luther University Halle-Wittenberg, Emil-Abderhalden-Straße 20 – D-06108 Halle (Saale) – Germany. E-Mail: michael.grings@landw.uni-halle.de.

ÖKONOMETRISCHE ANALYSE VON MARKTMACHT AUF DEM UKRAINISCHEN MARKT FÜR ROHMILCH

Oleksandr Perekhozhuk[*] und Michael Grings[**]

Zusammenfassung

Der Forschungsschwerpunkt der vorliegenden Arbeit liegt in der empirischen Untersuchung der Nachfragemacht der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie nach Rohmilch. Für die ökonometrische Analyse der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wurde ein sektorales komparativ-statisches Strukturmodell formuliert, das auf der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization - NEIO) basiert. Das Modell besteht aus einer kurzfristigen Angebotsfunktion für Rohmilch und einer Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage der Milchverarbeitungsunternehmen nach Rohmilch. Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells geben keine Anhaltspunkte für die Existenz von Marktmacht in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf der nationalen Ebene für den Untersuchungszeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003. Dies schließt jedoch die Existenz von Marktmacht auf der regionalen Ebene nicht aus.

Keywords

Marktstruktur, Marktmacht, Neue Empirische Industrieökonomik, Ukraine

1 Einleitung

Der Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft brachte tiefgreifende Umwälzungen im Milchwirtschaftssektor der Ukraine. Zum Zeitpunkt der Liberalisierung der Preise für Milch und Milchprodukte im Jahr 1992 war die Milchverarbeitung in der Ukraine durch große, regional unterschiedlich verteilte staatliche Milchverarbeitungsbetriebe geprägt. Mittlerweile ist der Milchwirtschaftssektor privatisiert. Allerdings ist die Form der Privatisierung nicht einheitlich, so dass je nach den Eigentumsverhältnissen und den damit verbundenen Anreizstrukturen unterschiedliches Marktverhalten und somit auch unterschiedliche Marktergebnisse erwartet werden können.

Die notwendigen wirtschaftlichen Umstrukturierungen führten zu einer Schwächung der Milchproduktion. Im Molkereisektor sank die Menge der angelieferten Rohmilch im Vergleich der Jahre 1999 und 1991 um ca. 80 %. Hierdurch hat die Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie in den 90er Jahren stark abgenommen und lag Ende der 90er Jahre nur noch knapp über 10 %. Obwohl nach dem Beginn der marktwirtschaftlichen Umgestaltung Veränderungen dieser Art weitgehend typisch auch für die Agrar- und Ernährungswirtschaft in anderen Ländern Mittel- und Osteuropas sind, ist bislang wenig über das Marktverhalten der Milchverarbeitungsunternehmen in diesem Umfeld bekannt.

* M. Agr. Sc. Oleksandr Perekhozhuk ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Fachgebiet Agrarmärkte, Agrarvermarktung und Weltagrarhandel, Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO). Theodor-Lieser-Strasse 2– D-06120 Halle (Saale) – Deutschland. E-Mail: perekhozhuk@iamo.de

** Prof. Dr. Michael Grings ist Inhaber der Professur für Landwirtschaftliche Marktlehre, Institut für Agrar- und Ernährungswissenschaften der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg. Emil-Abderhalden-Straße 20 – D-06108 Halle (Saale) – Deutschland. E-Mail: michael.grings@landw.uni-halle.de.

Deskriptive Studien zum Milchmarkt in der Ukraine geben einige Anhaltspunkte dafür, dass sowohl administrative Einflüsse in Form von regionalen Handelsbeschränkungen und Mitsprache der örtlichen Verwaltungen bei der Preisgestaltung als auch mangelnde Markttransparenz einigen Unternehmen der Branche eine regionale Monopson- bzw. Oligopsonstellung verschafft haben und sie infolgedessen Marktmacht auf dem Markt für Rohmilch ausüben konnten (BAKER und PROTSCHENKO, 1999: 114). Unterdessen hat das staatliche Antimonopolkomitee der Ukraine im Jahr 2002 außerdem eine Reihe von Preiskartellabsprachen von Unternehmen der Milchverarbeitungsindustrie in einigen Verwaltungsgebieten der Ukraine aufgedeckt (DOVGALJUK und KONOVALJUK, 2003: 56). Vielfach sind diese Beobachtungen als Ausdruck der Ausübung von Marktmacht seitens der Milchverarbeitungsindustrie gedeutet worden. Andererseits ist angesichts der geringen Konzentration der Milchverarbeitungsindustrie auf der nationalen Ebene die Vermutung von Wettbewerb naheliegend. Darüber hinaus spricht die schwache Kapazitätsauslastung der Milchverarbeitungsindustrie und die dadurch bedingte Konkurrenz um die Rohmilch gegen die Hypothese der Ausübung von Marktmacht. Das Ziel der vorliegenden Untersuchung besteht darin, die formulierte Hypothese über unvollständigen Wettbewerb auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch zu überprüfen.

2 Literaturüberblick über Anwendungen der Neuen Empirischen Industrieökonomik

Zur Analyse unvollkommener Märkte der Agrar- und Ernährungswirtschaft wurden seit dem Anfang der 80er Jahre vermehrt quantitative Ansätze verwendet, die auf der mikroökonomischen Theorie und der Neuen Empirischen Industrieökonomik (New Empirical Industrial Organization – NEIO) basieren. Eine der ersten empirischen Studien stammt von JUST und CHERN (1980). Die Autoren haben ein Marktstrukturmodell entwickelt, mit dessen Hilfe die Ausübung von oligopsonistischer Marktmacht empirisch getestet werden kann. Der Ansatz wurde zwei Jahre später von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) theoretisch begründet und überprüft. Der empirische Ansatz von JUST und CHERN (1980) und die theoretischen Konzepte von BRESNAHAN (1982) und LAU (1982) sind in zahlreichen Studien zur Marktstruktur und Preisbildung auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft angewandt und weiterentwickelt worden

SEXTON und LAVOIE (2001), WOHLGENANT (2001), SEXTON (2000) sowie AZZAM (1998) stellen verschiedene Modelle zur Analyse der Preisbildung und von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft dar. In vielen empirischen Studien zur Messung von Marktmacht wie z.B. SCHROETER (1988), SCHROETER und AZZAM (1990), AZZAM und PAGOULATOS (1990) u.a. wurde nachgewiesen, dass sich die Preisbildung auf den Agrar- und Ernährungsmärkten unter unvollständigem Wettbewerb vollzieht. In nur wenigen Studien wurde die Hypothese über eine mögliche Ausübung von Marktmacht auf den Agrar- und Ernährungsmärkten abgelehnt (DURHAM und SEXTON, 1992; MUTH und WOHLGENANT, 1999). Eine vergleichbare Studie zur Analyse der Preisbildung und von Marktmacht auf den Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft der Ukraine ist den Autoren nicht bekannt.

3 Strukturmodell zur Messung oligopsonistischer Marktmacht

Für die Formulierung eines Strukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch wird angenommen, dass das Produktionsergebnis (der Output) der Milchverarbeitungsindustrie aus einem homogenen Produkt Y besteht. Als Maß für den Output bietet sich ein Aggregat an, welches auf der Basis der Outputmenge von Milch und Milchprodukten (Milch, Butter, Käse und andere Molkereiprodukte) in Milchäquivalent umgerechnet worden ist. Außerdem besteht das aggregierte Produkt Y aus der Summe der Out-

puts der *n* einzelnen Unternehmen und beträgt $Y = \sum_{i}^{n} Y_i$, wobei Y_i den Output des *i*-ten Unternehmens $(i = 1,..., n)$ bezeichnet. Somit kann die Grundstruktur der Produktionsbeziehungen der Milchverarbeitungsindustrie unter Berücksichtigung der wichtigsten Produktionsfaktoren in allgemeiner Form wie folgt beschrieben werden:

(1) $Y = f(M, \mathbf{N})$

wobei M das landwirtschaftliche Vorleistungsgut (Rohmilch) und $\mathbf{N}$ der Vektor der wichtigsten nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und Vorleistungsgütern ist: Arbeit (A), Kapital (K) und Energie (E).

Es wird angenommen, dass die Milchverarbeitungsunternehmen die Preise sowohl für die nicht-landwirtschaftlichen Vorleistungsgüter als auch für den Output als außerhalb ihres Einflusses ansehen, d.h. sie befinden sich sowohl bei den eingesetzten nicht-landwirtschaftlichen Vorleistungsgütern als auch bei den Enderzeugnissen auf Märkten mit vollständigem Wettbewerb. Demgegenüber wird gemäß der Zielsetzung der Untersuchung angenommen, dass sich die Milchverarbeitungsunternehmen auf dem landwirtschaftlichen Markt für Rohmilch wie oligopsonistische Nachfrager verhalten.

Die Angebotsfunktion von Rohmilch, der sich die Milchverarbeitungsindustrie auf dem Faktormarkt gegenüber sieht, kann in inverser Form wie folgt dargestellt werden:

(2) $W_M = g(M, \mathbf{S})$

wobei W_M der Preis von Rohmilch ist. Der Vektor $\mathbf{S}$ bildet die exogenen Shift-Faktoren ab, die das landwirtschaftliche Angebotsverhalten beeinflussen.

Unter Berücksichtigung der Produktionsfunktion (1) und der Angebotsfunktion (2) kann die Gewinngleichung der Milchverarbeitungsindustrie wie folgt geschrieben werden:

(3) $\pi = P \cdot f(M, \mathbf{N}) - W_M(M, \mathbf{S}) \cdot M - \mathbf{W}' \cdot \mathbf{N}$

wobei P der Outputpreis für Milchprodukte ist. Der Vektor $\mathbf{W}$ stellt die Preise der nicht-landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren dar.

Durch die Annahme, dass auf dem Markt für den spezialisierten Produktionsfaktor der Milchverarbeitungsindustrie unvollständiger Wettbewerb existiert, ergibt sich als Bedingung erster Ordnung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach dem landwirtschaftlichen Produktionsfaktor:

(4) $W_M + \Theta \frac{\partial g(M, \mathbf{S})}{\partial M} M = P \frac{\partial f(M, \mathbf{N})}{\partial M}$.

Dabei ist Θ ein Parameter, der den Grad der Marktmacht auf dem Markt abbildet. Die Gleichungen (2) und (4) bilden ein Gleichungssystem, mit dessen Hilfe der Grad der Markmacht auf den Markt für Rohmilch in Form des Parameters Θ ökonometrisch geschätzt werden kann. Wenn der geschätzte Parameter Θ gleich Null ist, dann bedeutet dies eine Preisbildung unter vollständigem Wettbewerb auf dem Vorleistungsmarkt, so dass der Inputpreis für den spezialisierten Produktionsfaktor gleich dem Wertgrenzprodukt ist. Beträgt der Parameter Θ Eins, dann existiert auf dem Vorleistungsmarkt ein Monopson bzw. die Unternehmen verhalten sich wie ein Kartell. Alle Werte von Θ zwischen Null und Eins deuten auf oligopsonistische Marktstrukturen auf dem Vorleistungsmarkt hin.

4 Ökonometrische Analyse des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht

Für die ökonometrische Analyse des Markstrukturmodells wird eine Angebotsfunktion für Rohmilch angenommen, die alle Eigenschaften enthält, die notwendig sind, um die Existenz von Marktmacht zu testen (LAU, 1982: 98). Als Funktionsform wird eine (truncated) Translog-Funktion verwendet:

$$(5)\quad \begin{aligned}\ln M = {} & \beta_0 + \beta_M \ln W_M + \beta_D \ln W_D + \beta_R \ln W_R + \beta_F \ln W_F + \beta_K \ln Z_K + \delta_T T + \frac{1}{2}\delta_{TT} T^2 \\ & + \delta_{MT} T \ln W_M + \delta_{DT} T \ln W_D + \delta_{RT} T \ln W_R + \delta_{FT} T \ln W_F + \chi_{KT} T \ln Z_K .\end{aligned}$$

Zusätzliche erklärende Variablen außer dem Eigenpreis sind der Preis für die Direktvermarktung an die Verbraucher (W_D), der die Substitutionsmöglichkeit in der Vermarktung berücksichtigt, der Preisindex für Rindfleisch (W_R), der die Substitutions- bzw. Komplementaritätsbeziehung in der Produktion widerspiegelt, der Preisindex für Kraftmischfutter (W_F), der Milchkuhbestand (Z_K) und eine Trendvariable (T).

Durch Lösung der Angebotsfunktion (5) nach W_M und Differentiation nach M erhält man den folgenden Ausdruck für den Grenzeffekt des Inputniveaus auf den Auszahlungspreis für Rohmilch (vgl. auch Gleichung (2)):

$$(6)\quad \frac{\partial g(\bullet)}{\partial M} = \frac{W_M}{(\beta_M + \delta_{MT} T)\, M}$$

wobei $\beta_M + \delta_{MT} T = \varepsilon_{WM}$ die Eigenpreiselastizität des Angebots von Rohmilch ist.

Die Produktionsfunktion (1) der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie kann im vorliegenden Zusammenhang unter Berücksichtigung von vier Produktionsfaktoren, die hier mit $X_i (i = 1,...,4)$ bezeichnet werden, sowie der Proxy-Variablen für den technischen Wandel (T) in Translog-Funktionsform[1] wie folgt geschrieben werden:

$$(7)\quad \ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{4} \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{4}\sum_{j=1}^{4} \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j + \gamma_T T + \frac{1}{2}\gamma_{TT} T^2 + \sum_{i=1}^{4} \gamma_{iT} \ln X_i\, T$$

wobei $\alpha_i\ (i = 0,...,4)$, $\alpha_{ij}\ (i, j = 1,...,4)$, $\gamma_i\ (i = 1,...,4)$, $\gamma_{iT}\ (i = 1,...,4)$, γ_T, γ_{TT} die zu schätzenden Parameter sind und die Parameterrestrektionen $\alpha_{ij} = \alpha_{ji} (i \neq j)$ gelten. Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (7) nach dem landwirtschaftlichen Produktionsfaktor Rohmilch kann die Grenzproduktsfunktion der Rohmilch wie folgt bestimmt werden:

$$(8)\quad \frac{\partial Y}{\partial M} = \frac{Y}{M}\left(\alpha_M + \alpha_{MM} \ln M + \alpha_{MA} \ln A + \alpha_{MK} \ln K + \alpha_{ME} \ln E + \gamma_{MT} T\right).$$

Für die Bestimmung des Grenzprodukts der Rohmilch sind die Mengen- bzw. Volumendaten sowohl des landwirtschaftlichen Produktionsfaktors M als auch der anderen (nichtlandwirtschaftlichen) Produktionsfaktoren (Arbeit, Kapital, Energie) erforderlich.

Durch Einsetzen der Gleichungen (6) und (8) in Gleichung (4) ergibt sich die endgültige empirische Spezifikation der Optimierungsbedingung erster Ordnung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch:

[1] Vgl. Christensen, Jorgenson, Lau (1973).

$$(9)\quad W_M = P\frac{Y}{M}\left(\alpha_M + \alpha_{MM}\ln M + \alpha_{MA}\ln A + \alpha_{MK}\ln K + \alpha_{ME}\ln E + \gamma_{MT}T\right)\Big/\left(1+\frac{\Theta}{\beta_M + \delta_{MT}T}\right)$$

Die Angebotsfunktion der Rohmilch (5) und die Gleichung der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch (9) bilden ein Marktstrukturmodell zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. Der Parameter Θ wie auch alle anderen Parameter des Marktstrukturmodells können mit Hilfe ökonometrischer Schätzverfahren geschätzt werden. Bei der ökonometrischen Schätzung wurden in den beiden Modellgleichungen zusätzlich elf Dummy-Variablen $D_i\ (i = 2,...,12)$ mit den zugehörigen Parametern, die zur Abbildung saisonaler Schwankungen in den verwendeten Monatsdaten dienen, und ein stochastischer Störterm berücksichtigt. Das Marktstrukturmodell wurde mit Hilfe der nicht-linearen dreistufigen Methode der kleinsten Quadrate (NL3SLS) geschätzt[2].

5 Datengrundlagen zur Schätzung des Marktstrukturmodells

Zur Schätzung des Marktstrukturmodells wurden aggregierte Zeitreihendaten auf der nationalen Ebene für eine Untersuchungsperiode von 96 Monaten, von Januar 1996 bis Dezember 2003, verwendet. Tabelle 1 stellt einige statistische Kennzahlen der in das Marktstrukturmodell aufgenommenen Variablen dar.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik der Modellvariablen des Marktstrukturmodells

Beschreibung der Modellvariablen	Symbol	Mittelwert	St. Abw.	Minimum	Maximum
Monatsmilchanlieferung (t)	M	295730,0	131600,0	92526,0	588200,0
Monatsdurchschnittspreis für angelieferte Rohmilch (UAH/t)	W_M	452,2	214,2	166,9	990,5
Monatsdurchschnittspreis für die Direktvermarktung von Milch und Milchprodukten (UAH/t)	W_D	438,5	171,3	166,9	800,9
Preisindex für Rindfleisch (Januar 1996=100)	W_R	241,5	103,6	100,0	411,2
Preisindex für Kraftmischfutter (Januar 1996=100)	W_F	263,3	94,4	100,0	426,7
Milchkuhbestand (Tsd. Kühe)	Z_K	5730,3	912,1	4449,6	7531,3
Output der Milchverarbeitungsindustrie (t/Monat, umgerechnet in Milchäquivalent)	Y	351570,0	144440,0	126430,0	673380,0
Anzahl der Beschäftigten	A	78700,0	7716,1	67940,0	97499,0
Kapitaleinsatz (Abschreibungen) (Tsd. UAH/Monat)	K	760,5	331,1	491,0	2228,7
Energieeinsatz (kWh/Monat)	E	1904800,0	955040,0	572880,0	4369800,0
Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie (Januar 1996=100)	P	182,0	52,1	95,5	276,6
Zeittrend $(T = 1,2,...,96)$	T	48,5	27,9	1,0	96,0

Anmerkung: UAH = Ukrainische Griwna.

Als Datengrundlage für die Variablen Rohmilchanlieferung, Auszahlungspreis für angelieferte Rohmilch und Direktvermarktungspreis für Milch dienen zwei Berichte des Departments für Landwirtschafts- und Umweltstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine. Es handelt

[2] Vgl. SHAZAM (2004: 262).

sich zum einen um den *Bericht über Absatz von Milch und Milchprodukten in allen Betriebskategorien an die Erfassungsorganisationen* und zum anderen um den *Bericht über Absatz der landwirtschaftlichen Erzeugnisse*. Die statistischen Angaben zur Anzahl der Milchkühe stammen aus dem *Bericht über Lage der Tierzucht nach Betriebskategorien*.

Die verwendeten Produktionsmengendaten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis sind im statistischen Sammelband (SSB) *Industrieerzeugnisse der Ukraine* veröffentlicht. Die sektoral aggregierten Daten zur Anzahl der Beschäftigten in der Milchverarbeitungsindustrie im Durchschnitt pro Monat wurden vom Department für Arbeitsstatistik des Staatsstatistikkomitees der Ukraine zur Verfügung gestellt. Als Approximation für die Kapitaldienste werden die Abschreibungen der Vermögensgüter in der Milchverarbeitungsindustrie verwendet. Bei der Aufbereitung der Abschreibungsdaten für die ökonometrische Schätzung sind folgende Schritte vollzogen worden: Zunächst wurden die Jahreszeitreihen für die Abschreibungen mit dem Jahrespreisindex für Investitionsgüter deflationiert[3]. Anschließend wurden sie mit Hilfe des ökonometrischen Programms SAS auf Monatsbasis von Januar 1996 bis Dezember 2003 interpoliert[4].

Die Jahresdaten zum Einsatz von verschiedenen Ressourcen (darunter Energie) sind aggregiert für die Industrie in den Statistischen Jahrbüchern der Ukraine (SJBU) jeweils im Kapitel „Material- und Energieressourcen“ auf Jahresbasis veröffentlicht[5]. Um eine approximativ verwendbare Variable für den Energieeinsatz in der gesamten ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie auf Monatsbasis zu erhalten, wurde Butter als repräsentatives Produkt der Milchverarbeitungsindustrie angesehen und angenommen, dass sich der Energieeinsatz in der Butterproduktion im Verlauf eines Jahres (monatsweise) proportional zur Outputmenge von Butter entwickelt. Der so ermittelte Energieeinsatz je Tonne Butter wurde als Energieeinsatz je Tonne für die gesamte Produktion der Milchverarbeitungsindustrie verwendet.

Die Zeitreihen zum Rindfleisch- und Kraftmischfutterpreisindex sowie zum Outputpreisindex der Milchverarbeitungsindustrie sind im statistischen Sammelband *Preisindizes der gewerblichen Erzeugnisse* veröffentlicht[6].

6 Schätzergebnisse und ökonometrische Schätzung des Marktstrukturmodells

6.1 Geschätzte Parameter

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung der Parameter und der zugehörigen Standardfehler sowie t-Werte des Marktstrukturmodells zur Messung von Marktmacht auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch sind in Tabelle 2 wiedergegeben[7]. Dabei wurden zwei alternative Marktstrukturmodelle geschätzt, die sich in der Berücksichtigung von Restriktionen für den Marktmachtparameter Θ unterscheiden. Im ersten Fall entspricht das Marktstrukturmodell den Bedingungen für vollständigen Wettbewerb (linke Seite der Tabelle 2).

Die meisten geschätzten Parameter der Angebotsfunktion und der Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch sind statistisch gut gesichert. Das Signifikanzniveau der Parameter der Angebotsfunktion liegt bei dem Marktmachtmodell höher als bei dem Wettbewerbsmodell, für die Optimierungsbedingung ist dies i.d.R. umgekehrt. Bemerkenswert ist, dass die geschätzten Parameter der Angebotsfunktion weitestgehend unab-

[3] Zum Jahrespreisindex für Investitionsgüter vgl. STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahre 2000: 75, 2002: 83 und 2003: 71.
[4] Zur Interpolation von Zeitreihendaten vgl. SAS (1988: 261).
[5] Vgl. STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SJBU für die Jahre 1996: 89-96, 1997: 74-77, 1998: 92-96, 1999: 93-100, 2000: 84-88, 2001: 98-103, 2002: 101-104 und 2003: 86-94.
[6] STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: SSB Preisindizes gewerblicher Erzeugnisse für die Jahre 2002: 84 und 2003: 70.
[7] Alle statistischen Angaben beziehen sich hier auf asymptotische Eigenschaften.

hängig von der Spezifikation des Marktstrukturmodells sind. Die Parameter β_M und δ_{MT}, die in beiden Gleichungen enthalten sind, aber nur einmal aufgeführt werden, sind statistisch gut gesichert. Das Signifikanzniveau beträgt hier 1 % und weniger.

Tabelle 2: Ergebnisse der NL3SLS Schätzung des Marktstrukturmodells

Parameter	Wettbewerbsmodell			Marktmachtmodell		
	Koeffizient	Std.-Fehler	*t*-Wert	Koeffizient	Std.-Fehler	*t*-Wert
Angebot der Rohmilch (Gleichung 5)						
β_M	-1,2521	0,3150	-3,9748	-1,2689	0,2112	-6,0084
β_D	-0,2078	0,1854	-1,1207	-0,1770	0,1707	-1,0365
β_R	-0,1426	0,4015	-0,3550	-0,1512	0,3985	-0,3795
β_F	-1,5624	0,1978	-7,8997	-1,5938	0,1658	-9,6159
β_K	4,3421	1,4330	3,0300	4,4192	1,1412	3,8726
δ_T	0,4832	0,2410	2,0050	0,4816	0,1991	2,4190
δ_{TT}	-0,0022	0,0004	-5,3676	-0,0023	0,0003	-7,2632
δ_{MT}	0,0285	0,0050	5,6524	0,0287	0,0048	6,0114
δ_{DT}	0,0011	0,0038	0,2983	0,0010	0,0038	0,2673
δ_{RT}	0,0073	0,0059	1,2467	0,0072	0,0057	1,2744
δ_{FT}	0,0247	0,0051	4,7999	0,0255	0,0041	6,2579
χ_{KT}	-0,0825	0,0262	-3,1518	-0,0827	0,0208	-3,9677
ξ_2	0,0274	0,0358	0,7643	0,0279	0,0350	0,7949
ξ_3	0,3754	0,0365	10,2900	0,3763	0,0360	10,4630
ξ_4	0,5714	0,0387	14,7460	0,5736	0,0387	14,8330
ξ_5	1,0948	0,0464	23,6030	1,0989	0,0455	24,1680
ξ_6	1,2993	0,0558	23,2780	1,3060	0,0539	24,2090
ξ_7	1,2088	0,0579	20,8730	1,2156	0,0555	21,8990
ξ_8	1,0942	0,0575	19,0310	1,1012	0,0555	19,8580
ξ_9	0,9084	0,0523	17,3820	0,9155	0,0518	17,6650
ξ_{10}	0,6985	0,0441	15,8300	0,7042	0,0441	15,9820
ξ_{11}	0,2906	0,0401	7,2553	0,2951	0,0396	7,4550
ξ_{12}	0,2344	0,0534	4,3921	0,2357	0,0437	5,3990
β_0	-11,1080	12,2950	-0,9034	-11,6840	10,3330	-1,1307
Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch (Gleichung 9)						
Θ	-	-	-	-0,0060	0,0044	-1,3737
α_M	32,1270	6,2684	5,1252	35,7500	8,4857	4,2130
α_{MM}	1,5589	0,1502	10,3820	1,4222	0,2051	6,9349
α_{MA}	-2,8280	0,6386	-4,4282	-3,2495	0,8660	-3,7524
α_{MK}	-0,5812	0,2146	-2,7091	-0,3500	0,2996	-1,1682
α_{ME}	-0,9415	0,1242	-7,5802	-0,8612	0,1640	-5,2508
γ_{MT}	-0,0090	0,0022	-4,1559	-0,0070	0,0029	-2,4031
ϑ_2	21,6900	16,9800	1,2774	26,4290	21,4830	1,2302
ϑ_3	14,6430	18,4150	0,7952	25,0740	23,6600	1,0597
ϑ_4	18,2690	19,2800	0,9475	32,3890	25,2350	1,2835
ϑ_5	-52,1380	24,3420	-2,1419	-33,4830	31,7140	-1,0558
ϑ_6	-60,8760	26,0080	-2,3407	-38,5940	34,2280	-1,1276
ϑ_7	-47,1170	25,0300	-1,8824	-22,5370	33,4830	-0,6731
ϑ_8	-47,8430	24,4940	-1,9533	-2,4698	39,3990	-0,0627
ϑ_9	-31,0330	22,9920	-1,3497	-31,0060	32,1930	-0,9631
ϑ_{10}	-2,4816	20,4460	-0,1214	5,3974	26,2670	0,2055
ϑ_{11}	40,4640	17,1080	2,3652	46,4740	21,6780	2,1439
ϑ_{12}	108,100	17,4570	6,1925	116,270	22,3430	5,2036

Der geschätzte Parameter Θ liegt nahe bei Null und ist statistisch insignifikant. Während ein negativer Wert für Θ theoretisch nicht möglich ist, liegt der Wert des Parameters Θ zwischen -0,0133 und 0,0013 für den Konfidenzbereich von 95 %.

Mit Hilfe des Wald-Tests kann die Hypothese eines Preisnehmerverhaltens der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie $(\Theta = 0)$ sogar bei einem Signifikanzniveau von 10 % $\left(\chi^2_{1;\,0,10} = 2{,}71\right)$ nicht verworfen werden. Die errechnete Wald-Statistik beträgt dabei 1,98. Die Hypothese monopsonistischen Verhaltens (Kartell, $\Theta = 1$) wurde ebenfalls getestet und mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abgelehnt.

6.2 Statistische Anpassungsgüte des geschätzten Marktstrukturmodells

In der Tabelle 3 sind zur Beurteilung der statischen Anpassungsgüte der beiden Marktstrukturmodelle die Modellgleichungen für die Angebotsfunktion sowie für die Optimierungsbedingung für die gewinnmaximierende Nachfrage nach Rohmilch gegenüber gestellt.

Tabelle 3: Statistische Anpassungsgüte der NL3SLS-Schätzung des Marktsstrukturmodells

Statistik	Wettbewerbsmodell		Marktmachtmodell	
	Angebot der Rohmilch (Gleichung 5)	Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch (Gleichung 9)	Angebot der Rohmilch (Gleichung 5)	Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch (Gleichung 9)
R^2	0,9811	0,9748	0,9811	0,9617
Zielfunktion	1,6588		1,3010	

Die ausgewiesenen Werte der Bestimmtheitsmaße lassen in den beiden Marktstrukturmodellen auf eine relativ gute Anpassung an die Daten schließen. Die R^2-Statistik der Angebotsfunktion weist die gleichen Werte auf und liegt bei ca. 0,98. Dagegen deuten die Werte in den Gleichungen der Optimierungsbedingung für die Nachfrage nach Rohmilch auf kleine Unterschiede hin. Hierbei ist der Unterschied zwischen den ausgewiesenen Werten der Bestimmtheitsmaße zu gering, um eine endgültige Aussage zur Beurteilung der statistischen Anpassungsgüte der beiden Marktstrukturmodelle zu treffen. Allerdings kann allein auf Grund der Determinationskoeffizienten keine hinreichende Beurteilung der Modellgleichungen vorgenommen werden[8]. Als zusätzliches Kriterium kann die errechnete Größe der Zielfunktion[9] herangezogen werden, die eine Präferenz für das Marktmachtmodell nahelegt.

6.3 Geschätzte Angebotselastizitäten und Rate des technischen Fortschritts

Alle geschätzten Angebotselastizitäten, die als Mittelwerte in beiden Marktstrukturmodellen evaluiert wurden, sind in absoluten Größen kleiner als Eins und aus Sicht der ökonomischen Theorie plausibel. Dabei zeigt sich, dass keine größeren Unterschiede zwischen den berechneten Angebotselastizitäten der beiden Modelle bestehen (vgl. Tabelle 4). Sowohl in dem Wettbewerbsmodell als auch in dem Marktmachtmodell beträgt die Eigenpreisangebotselastizität (ε_{WM}) 0,13. Während in dem Wettbewerbsmodell die geschätzte Eigenpreiselastizität statistisch nicht gesichert ist, ist sie hoch signifikant im Marktmachtmodell. Die Kreuzpreiselastizität zwischen der Rohmilchanlieferung an die Milchverarbeitungsindustrie und der Direktver-

[8] Auf die Berechnung von Testgrößen zur Überprüfung von Autokorrelation der Residuen wurde wegen der Verwendung von Monatsdaten, die eine Überprüfung von Autokorrelation 12. Ordnung nahelegt, verzichtet, da insgesamt nur Daten für 8 Jahre zur Verfügung standen.

[9] In die Zielfunktion geht die Summe der quadrierten Residuen beider Modellgleichungen ein, die durch Anwendung des Davidon-Fletcher-Powell-Algorithmus minimiert wird (SHAZAM, 2004: 253).

marktung der Milch an den Endverbraucher (ε_{WD}) ist negativ und beträgt -0,15 bzw. -0,13 im Wettbewerb- bzw. im Marktmachtmodell. Die Schätzung der beiden Versionen des Marktstrukturmodells liefert Kreuzpreiselastizitäten bezüglich des Rindfleischpreises (ε_{WR}) sowie bezüglich des landwirtschaftlichen Inputpreis für Kraftmischfutter (ε_{WF}) ebenfalls in ähnlichen Größenordnungen.

Tabelle 4: Geschätzte Angebotselastizitäten und Rate des technischen Fortschritts

Elastizitäten	Wettbewerbsmodell			Marktmachtmodell		
	Koeffizient	Std.-Fehler	*t*-Wert	Koeffizient	Std.-Fehler	*t*-Wert
ε_{WM}	0,1293	0,1573	0,8222	0,1254	0,0213	5,8791
ε_{WD}	-0,1529	0,1332	-1,1486	-0,1278	0,1165	-1,0973
ε_{WR}	0,2136	0,1511	1,4136	0,1987	0,1492	1,3320
ε_{WF}	-0,3642	0,1357	-2,6841	-0,3548	0,1285	-2,7614
ε_{ZK}	0,3406	0,5919	0,5755	0,4082	0,5846	0,6982
Δ	0,0141	0,0042	3,3530	0,0143	0,0033	4,3182

Zur Überprüfung der Homogenität vom Grade Null der Angebotsfunktionen in den Preisen wurde für die beiden geschätzten Marktstrukturmodelle der Wald-Test durchgeführt. Die Hypothese, dass alle Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten, die mit den Mittelwerten der Variablen evaluiert wurden, sich zum Null addieren, kann mit dem errechneten Wert der Wald-Statistik von 1,19 sogar bei dem Signifikanzniveau von 25 % $\left(\chi^2_{1;\,0,25} = 1{,}32\right)$ nicht abgelehnt werden. Außer den Preiselastizitäten weisen auch die errechneten Angebotselastizitäten des fixen Faktors eine Ähnlichkeit in den beiden Marktstrukturmodellen aus.

Die errechnete Rate der autonomen Änderung als Approximation für die Rate des technischen Fortschritts beim landwirtschaftlichen Rohmilchangebot ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % statistisch gesichert. Dabei wurde ein Wert von 1,4 % geschätzt, der eine Rate pro Monat darstellt. Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine durchschnittliche Jahresrate von 18,3 %. Diese Rate ist sehr hoch und muss vermutlich als Überschätzung beurteilt werden, auch dann, wenn man annimmt, dass die Größe dieser Zahl z.T. auf zusätzliche, nicht berücksichtigte Variablen außer dem technischen Fortschritt zurückzuführen ist. Dies zeigt folgende Überschlagsrechung: Die durchschnittliche Jahresrate der Änderung des Rohmilchangebots, die für den Untersuchungszeitraum zu beobachten ist, beträgt 6,8 %. Durch die Änderung in den exogenen Variablen im Untersuchungszeitraum kann eine jährliche Änderungsrate von -3,9 % des Milchangebots erklärt werden. Daraus ergibt sich eine autonome Änderung des Milchangebots von nur 10,7 %.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzung des Marktstrukturmodells geben keine Anhaltspunkte für die Existenz von Marktmacht in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie für den Untersuchungszeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003. Da bei der Schätzung aggregierte Industriedaten auf der nationalen Ebene verwendet wurden, beziehen sich die Schätzergebnisse nur auf den Markt der Ukraine insgesamt. Aus Sicht der Marktstruktur der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sind diese vermutlich plausibel, da der Herfindahl-Hirschman-Index für diesen Sektor auf nationaler Ebene (für das Jahr 2001) 0,007 beträgt und im Vergleich mit anderen Ländern relativ klein ist.

Hierbei ist allerdings zu bemerken, dass die zur Verfügung stehenden Industriedaten auf der nationalen Ebene vermutlich zu stark aggregiert sind, um eine endgültige Aussage über die Existenz von Marktmacht zu treffen. So ist in 8 von insgesamt 25 Regionen der Herfindahl-

Hirschman-Index größer als 0,2. Außerdem deuten die oben erwähnten regionalen administrativen und sonstigen Einflüsse auf die Preisbildung auf eine regionale Marktmachtposition der Milchverarbeitungsunternehmen hin. Dies spricht dafür, dass der regionale Markt für Rohmilch aus Sicht der Marktabgrenzung für die Analyse von größerer Bedeutung ist als der nationale Markt. Um endgültige Aussagen über die Existenz von Marktmacht zu treffen, sollten für weitere Analysen in regionaler Hinsicht disaggregierte Industriedaten zur Schätzung des Marktstrukturmodells herangezogen werden.

Literatur

AZZAM, A. M. (1998): Competition in the US meatpacking industry: is it history? In: Agricultural economics 18: 107-126.

AZZAM, A. M., und E. PAGOULATOS (1990): Testing Oligopolistic and Oligopsonistic Behaviour: An Application to The US Meat-Packing Industry. In: Journal of Agricultural Economics 41: 362-370.

BAKER, D., und O. PROTCHENKO (1999): Milchproduktion in der Ukraine: Kann das Tal durchschritten werden? In: Von Cramon-Taubadel, S. und L. Striewe (Hrsg.): Die Transformation der Landwirtschaft in der Ukraine. Ein weites Feld. Kiel: Wissenschaftsverlag Vauk: 105-132.

BRESNAHAN, T. F. (1982): The oligopoly solution concept is identified. In: Economics Letters 10: 87-92.

CHRISTENSEN, L. R., D. W. JORGENSON und L. J. LAU (1973): Transcendental Logarithmic Productions Frontiers. In: Review of Economics and Statistics 55: 28-45.

DOVGALJUK, P. M., und O. R. KONOVALJUK (2003): Milchflüsse an antimonopolistischen Ufern. In: Konkurrenz 4: 56-58. (In Ukrainischer Sprache). [Довгалюк П. М., Коновалюк О. Р. (2003): Молочні ріки в антимонопольних берегах. In: Конкуренція 4: 56-58.]

DURHAM C. A., und R. J. SEXTON (1992): Oligopsony Potential in Agriculture: Residual Supply Estimation in California's Processing Tomato Market. In: American Journal of Agricultural Economics 74: 962-972.

JUST, R. E., und W. S. CHERN (1980): Tomatoes, technology and oligopsony. In: Bell Journal of Economics 11: 584-602.

LAU, L. J. (1982): On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. In: Economics Letters 10: 93-99.

MUTH, M. K., und M. K. WOHLGENANT (1999): Measuring the Degree of Oligopsony Power in the Beef Packing Industry in the Absence of Marketing Input Quantity Data. In: Journal of Agricultural and Resource Economics 24: 299-312.

SAS (1988). User´s Guide SAS/ETS, Version 6, Cary, NC: SAS Institute Inc.

SCHROETER, J. R. (1988): Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry. In: Review of Economics and Statistics 70: 158-162.

SCHROETER, J., und A. AZZAM (1990): Measuring market power in multi-product oligopolies: the US meat industry. In: Applied Economics 73: 1365-1376.

SHAZAM (2004): Econometrics Software. User´s Reference Manual. Version 10, Vancouver B.C.: Northwest Econometrics.

SEXTON, R. J. (2000): Industrialization and Consolidation in the U.S. Food Sector: Implications for Competition and Welfare. In: American Journal of Agricultural Economics 82: 1087-1104.

SEXTON, R. J., und N. LAVOIE (2001): Food Processing and Distribution: an Industrial Organization Approach. In: Gardner, B, und G. Rausser (Hrsg.): Handbook of Agricultural Economics 1, Amsterdam usw.: Elsevier Science B.V.: 863-932.

SHAZAM (2004): Econometrics Software. User´s Reference Manual. Version 10, Northwest Econometrics. Vancouver, B.C..

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Bericht über Absatz von Milch und Milchprodukten in allen Betriebskategorien an die Erfassungsorganisationen, Monatsangaben, Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Bericht über Lage der Tierzucht nach Betriebskategorien, Monatsangaben, Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Bericht über Verkauf von landwirtschaftlichen Erzeugnissen in der Betriebe des öffentlichen Sektors, Monatsangaben, Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband (SSB) Industrieerzeugnisse der Ukraine, kurzfristige Angaben, Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistischer Sammelband (SSB) Preisindizes der gewerblichen Erzeugnisse, Monatsangaben, Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

STAATSSTATISTIKKOMITEE DER UKRAINE: Statistisches Jahrbuch der Ukraine (SJBU), Kiew, (verschiedene Jahrgänge).

WOHLGENANT, M. K. (2001): Marketing Margins: Empirical Analysis. In: Gardner, B, und G. Rausser (Hrsg.): Handbook of Agricultural Economics 1, Amsterdam usw.: Elsevier Science B.V.: 933-970.