

Produktion und Faktoreinsatz unter Transformationsbedingungen: Ökonometrische Analyse der Produktionstechnologie der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie

Production and Factor Input under Conditions of Transition: Econometric Analysis of the Production Technology of the Ukrainian Milk Processing Industry

Oleksandr Perekhozhuk

Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO), Halle (Saale)

Michael Grings

Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Halle (Saale)

Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit werden die Ergebnisse der Schätzung verschiedener Produktionsfunktionen für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie auf Sektorebene vorgestellt. Die Datengrundlage umfasst Monatszeitreihen für den Zeitraum Januar 1996 bis Dezember 2003. Als alternative Funktionsformen wurden verschiedene Spezialfälle auf Basis der Translog-Produktionsfunktion geschätzt. Im Mittelpunkt der Betrachtungen stehen zentrale Parameter der Produktionstechnologie wie die Skalenelastizität, die Substitutionselastizitäten der Produktionsfaktoren sowie die Rate des technischen Fortschritts. Die Schätzergebnisse zeigen, dass die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion neoklassischen Produktionsfunktionen vorzuziehen ist. Aufgrund der besonderen Situation der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie während des Transformationsprozesses erweist es sich sogar als z.T. irreführend, die Produktionstechnologie durch eine neoklassische Produktionsfunktion zu beschreiben. So wird für den Faktor Arbeit ein negatives Grenzprodukt ermittelt, ein Ergebnis, das mit der neoklassischen Produktionstheorie nicht vereinbar, jedoch angesichts der geringen Kapazitätsauslastung nicht unplausibel ist. Die Schätzergebnisse sind hinsichtlich der Skalenelastizität nicht eindeutig interpretierbar. Die Rate des technischen Fortschritts beträgt in der zweiten Hälfte des Schätzzeitraums 2,7 % p.a., während sie in der ersten Hälfte negativ ist. Die errechneten Allenschen Substitutionselastizitäten der Faktoren weisen fast vernachlässigbare Größenordnungen auf.

Schlüsselwörter

Produktionsfunktion; technischer Fortschritt; Milchverarbeitungsindustrie; Ukraine

Abstract

In this study estimation results of alternative production functions for the Ukrainian milk processing industry at the sectoral level are presented. Several special cases of a translog production function are estimated on the basis of a data set consisting of monthly time series for the period January 1996 to December 2003. The analysis focuses on key parameters of the production technology, such as the elasticity of scale, the elasticity of substitution of production factors and the rate of technical progress. The estimation results show that neoclassical production functions are less suited for the analysis than the unrestricted translog production function. Because of the special situation of the Ukrainian milk processing industry during the transition process, it can even be misleading to describe the production technology by a neoclassical production function. Thus, the marginal product of labour turns out to be negative, which is incompatible with neoclassical production theory. However, in view of the low capacity utilization this is not implausible. The estimation results with respect to the elasticity of scale cannot be interpreted unambiguously. The rate of technical progress is 2.7 % p.a. in the second half of the investigation period, while in the first half it is negative. The size of the Allen elasticities of substitution of production factors is calculated to be almost negligible.

Key words

production function; technical progress; milk processing industry; Ukraine

1 Einleitung und Problemstellung

Die ukrainische Volkswirtschaft befindet sich seit Anfang der 90er Jahre in einem bis heute nicht abgeschlossenen Transformationsprozess von der Plan- zur Marktwirtschaft. In diesem Beitrag werden die Auswirkungen des Transformationsprozesses auf die Produktionsbedingungen der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie von 1996 bis 2003 untersucht. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Wahl der Produktionstechnologie nicht nur von den technischen Produktionsbedingungen, sondern auch von der Änderung der gesellschaftlichen, rechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen¹, wie z.B. der Privatisierung der staatlichen Betriebe, abhängig war. Die Anpassung an die veränderten Rahmenbedingungen führte mitunter zu Verhaltensweisen und Ergebnissen, die durch Ineffizienzen geprägt waren und einer ökonomischen Rationalität zu widersprechen scheinen.

Dafür sind folgende Gründe zu nennen: Die Unternehmen in der Ukraine agierten (und agieren z.T. immer noch) in einem Umfeld geringer ökonomischer Handlungsfreiheit. Die DEUTSCHE BERATERGRUPPE WIRTSCHAFT BEI DER UKRAINISCHEN REGIERUNG (1999: 3-4, 6-12; 2003: 17-23) stellt fest, dass die ökonomische Handlungsfreiheit der einzelnen Unternehmen des Agrar-Industriellen Komplexes zum einen durch staatliche Eingriffe, wie z.B. Einmischung der lokalen Rayon- und Oblastverwaltungen in die Preisgestaltung auf den Bezugs- und Absatzmärkten und in die Umstrukturierung der Betriebe durch Verhinderung von Stellenabbau, eingeschränkt waren (vgl. auch BAKER und PROTCHENKO, 1999: 114-115). Zum anderen erfolgte eine Einschränkung der ökonomischen Handlungsfreiheit der Unternehmen durch die Fortsetzung der Anwendung planwirtschaftlicher Prinzipien, wie z.B. Kontrolle von Preisen, Gewinnmargen und Auftragsvergabe sowie durch die Erhaltung der monopolistisch geprägten Bezugs- und Absatzstrukturen des vor- und nachgelagerten Bereichs, die eine materielle Grundlage der zentralstaatlichen Planwirtschaft bildeten. Die Errichtung regionaler Handelsverbote für Rohmilch und andere Agrargüter sowie eine Transportkontrolle an den Autobahnkontrollpunkten gehörte zum Alltag der lokalen Verwal-

tungsbehörden. Dies konnte zur Folge haben, dass die Milchverarbeitungsunternehmen einem nur eingeschränkten Wettbewerb auf dem Markt für Rohmilch ausgesetzt waren.

Als weitere Probleme der Milchverarbeitung in der Ukraine sind die Energiekrise Ende der 90er Jahre und ein erheblicher Rohstoffmangel zu nennen. So konnten weder die Kapitalanlagen noch die Beschäftigten aufgrund des häufigen Stromausfalls effizient eingesetzt werden (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 19-20). Wegen der unzureichenden Verfügbarkeit von Rohmilch war die Milchverarbeitungsindustrie deutlich unterausgelastet (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 65-66). Die durchschnittliche Jahreskapazitätsauslastung lag zwischen 1996 und 2003 bei weniger als 20 % und im Jahr 1997 sogar bei weniger als 10 %.

Die vorliegende Studie stellt ein Teilergebnis einer empirischen Analyse der Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch dar (vgl. PEREKHOZHUK, 2007). Diese Teilanalyse konzentriert sich allein auf die Beschreibung der Produktionstechnologie und den Faktoreinsatz unter Transformationsbedingungen. Dabei werden die offensichtlich bestehenden allokativen Ineffizienzen in der Milchverarbeitung in den Mittelpunkt der Betrachtung gerückt. Es wird gezeigt, dass sich die Produktion in einem Bereich der Produktionsfunktion vollzog, der unter weniger restriktiven Rahmenbedingungen und bei rationalem Verhalten der Produzenten gemieden würde. Möglicherweise gleichzeitig bestehende technische Ineffizienzen werden nicht untersucht. Dazu wäre ein Datensatz aus einzelbetrieblichen oder Paneldaten benötigt worden, der nicht zur Verfügung stand. Außerdem ist zu vermuten, dass technische Ineffizienzen im Vergleich zu den erheblichen allokativen Verzerrungen nur eine untergeordnete Bedeutung hatten.

Die gewählte Vorgehensweise besteht darin, die technologischen Beziehungen durch Schätzung alternativer Produktionsfunktionen abzubilden und durch Betrachtung ihrer wichtigsten Parameter (Grenzprodukte und Substitutionselastizitäten, Skalenelastizität, Rate des technischen Fortschritts) Rückschlüsse auf die allokativen Effizienz des Faktoreinsatzes zu ziehen. Dazu werden alternative Spezialfälle einer transzendent-logarithmischen (Translog-) Produktionsfunktion ökonometrisch geschätzt, statistisch getestet und miteinander verglichen. Im nächsten Abschnitt wird zunächst die Translog-Produktionsfunktion mit ihren wichtigsten Eigenschaften vorgestellt. Abschnitt 3 enthält eine kurze Beschreibung der Datenbasis und die Darstellung der untersuchten Modellvarianten.

¹ Zur den Rahmenbedingungen in der Ukraine vgl. FRASER INSTITUT (2005), DEUTSCHE BERATERGRUPPE WIRTSCHAFT BEI DER UKRAINISCHEN REGIERUNG (1999: 3-4, 6-12, 48-56; 2003: 17-23), BANAIAN (1999: 150-156), BAKER und PROTCHENKO (1999: 105-132) und PEREKHOZHUK (2007: 18-20).

Den Hauptteil der Arbeit bildet Abschnitt 4, in dem die Schätzergebnisse dargestellt und diskutiert werden. In Abschnitt 5 werden die Ergebnisse der Analyse zusammengefasst, und es werden Schlussfolgerungen gezogen.

2 Eigenschaften der Translog-Produktionsfunktion

Die von CHRISTENSEN, JORGENSON und LAU (1973) entwickelte Translog-Produktionsfunktion hat u.a. deshalb eine breite Verwendung in der angewandten Forschung zur Produktionsanalyse gefunden, weil sie im Vergleich zu anderen Funktionsformen, wie z.B. im Vergleich zu den neoklassischen Produktionsfunktionen vom Cobb-Douglas (CD)- und CES-Typ, deutlich weniger Restriktionen für die Produktionstechnologie (wie z.B. hinsichtlich der Substitutionselastizitäten, der Separabilität und der Abbildung von technischem Fortschritt) beinhaltet.²

Wenn man mit Y die Produktionsmenge (Output), mit X_i ($i=1, \dots, n$) die Einsatzmengen der Produktionsfaktoren (Inputs) und mit α_i ($i=0, \dots, n$), α_{ij} ($i, j=1, \dots, n$), γ_i ($i=1, \dots, n$), γ_{iT} ($i=1, \dots, n$), γ_T und γ_{TT} die zu schätzenden Parameter bezeichnet, so kann die Translog-Produktionsfunktion wie folgt geschrieben werden:

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

wobei $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$. Zur Berücksichtigung der Auswirkungen des technischen Fortschritts auf die Produktion ist zusätzlich zu den Produktionsfaktoren eine

Trendvariable T in die Produktionsfunktion aufgenommen worden.³

Die Translog-Funktion kann als eine lokale Approximation zweiter Ordnung einer unbekanntenen Produktionsfunktion verstanden werden. Sie gehört zu der Klasse der flexiblen Funktionsformen. Mit Hilfe der Translog-Funktion können verschiedene Spezialfälle von parametrisch spezifizierten Produktionsfunktionen abgebildet werden.

Die Translog-Produktionsfunktion besitzt u.a. folgende Eigenschaften: Sie ist in allgemeiner Form nicht-homothetisch. Die Skalenelektizität, gemessen

als $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i}$, ist in diesem Fall variabel, d. h. sie ist

abhängig vom Input- und Outputniveau, wie Gleichung (3) zeigt (vgl. KIM, 1992). Es liegen zuneh-

mende Skalenerträge vor, falls $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} > 1$, und

abnehmende Skalenerträge bei $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} < 1$. Bei

konstanten Skalenerträgen ist $\sum_{i=1}^n \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = 1$. Die

Produktionsfunktion ist homothetisch, wenn

$\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$ für alle i und j . Weiterhin ist die Produk-

tionsfunktion homogen vom Grad λ , wenn $\sum_{i=1}^n \alpha_i = \lambda$,

$\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_{i=1}^n \gamma_{iT} = 0$. Für den Fall einer homo-

genen Produktionsfunktion ist die Skalenelektizität konstant und gleich dem Homogenitätsgrad der Funk-

tion. Die Translog-Produktionsfunktion ist in allgemeiner Form schwach separabel. Sie weist additive Separabilität auf, wenn $\alpha_{ij} = 0$ (für alle $i \neq j$) und

sie ist streng separabel, wenn $\alpha_{ij} = 0$ für alle i und j .

Die Translog-Produktionsfunktion reduziert sich auf die CD-Technologie, wenn $\gamma_{TT} = 0$, $\alpha_{ij} = 0$ und

$\gamma_{iT} = 0$ für alle i und j (vgl. GREENE, 2003: 102-103; KIM, 1992).

Durch die erste partielle Ableitung der Translog-Produktionsfunktion (1) nach der Trendvariablen T ergibt sich die Rate des technischen Fortschritts:

² Die Translog-Produktionsfunktion wurde u.a. zur Schätzung der Substitutionselektizität zwischen Kapital und Arbeit sowie Rohstoffen in der amerikanischen Industrie (BERNDT und CHRISTENSEN, 1973a, sowie HUMPHREY und MORONEY, 1975), der Untersuchung von Separabilität und der Aggregationsmöglichkeiten von Produktionsfaktoren (DENNY und FUSS, 1977), der Ermittlung der Rate des technischen Fortschritts und des Produktivitätswachstums (MAY und DENNY, 1979) sowie zum Test auf konstante oder variable Skalenerträge (CORBO und MELLER, 1979) angewandt. Zur Translog-Funktionsform und ihrer Anwendung in der empirischen Forschung vgl. weiterhin BECKER (1976), NADIRI (1982: 465), CAPALBO (1988: 162-163), LINDE (1988: 292) und GREENE (2003: 12-13).

³ Zur Berücksichtigung des technischen Fortschritts vgl. MOUNTAIN (1986), AIVAZIAN et al. (1987), ANTLE und CAPALBO (1988: 33-44), CAPALBO (1988: 163-164), KIM (1992), HANSEN (1993: 9-15) und TERRELL (1993).

$$(2) \quad \partial \ln Y / \partial T = \gamma_T + \sum_{i=1}^n \gamma_{iT} \ln X_i + \gamma_{TT} T.$$

Die Parameter bilden den Einfluss des technischen Fortschritts sowohl unabhängig als auch in Abhängigkeit vom Einsatz der Produktionsfaktoren (γ_{iT}) ab. Die Zeittrendparameter γ_T und γ_{TT} bestimmen die Richtung der Veränderung der Produktionsfunktion (vgl. CAPALBO, 1988: 162-163). Durch die Schätzung der Parameter γ_{iT} kann die Art des technischen Fortschritts als faktorsparend, neutral oder faktornutzend bestimmt werden (vgl. TERRELL, 1993; FIELD, 1988; und PEREKHOZHUK, 2007: 126-127).

Anhand der ersten partiellen Ableitungen der Translog-Produktionsfunktion nach den Produktionsfaktoren können die Grenzprodukte der Faktoren X_i bestimmt werden:

$$(3) \quad \partial Y / \partial X_i = f_i = \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_j + \gamma_{iT} T \right) Y / X_i, \\ i = 1, \dots, n.$$

Gleichung (3) zeigt, dass die Grenzprodukte der Produktionsfaktoren X_i negativ werden können, und zwar sowohl dann, wenn $X_j \rightarrow 0$ und $\alpha_{ij} > 0$, als auch dann, wenn X_j unbegrenzt steigt und $\alpha_{ij} < 0$, so dass die Translog-Produktionsfunktion „unökonomische“ Bereiche des Faktoreinsatzes besitzt (vgl. HUMPHREY und MORONEY, 1975). Sind die Grenzprodukte negativ, ist es ökonomisch nicht sinnvoll, die entsprechenden Faktoren vermehrt einzusetzen.⁴

Durch die Bildung der Kreuzableitungen zweiter Ordnung nach den Produktionsfaktoren ergibt sich die Hessesche Matrix F mit folgenden Elementen:

$$(4) \quad F = \begin{bmatrix} f_{11} & \dots & f_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ f_{n1} & \dots & f_{nn} \end{bmatrix},$$

wobei f_{ij} die Elemente der Hesseschen Matrix F sind, die als zweite partielle Ableitungen der Translog-Produktionsfunktion nach den Produktionsfaktoren wie folgt bestimmt werden:

⁴ Zur Abbildung und Diskussion von „unökonomischen“ Bereichen des Faktoreinsatzes vgl. HILDENBRAND (1981), HENDERSON und QUANDT (1983: 72), SCHUMANN (1992: 145), WIED-NEBELING und SCHOTT (1998: 120-121) und KORTMANN (2002: 194).

$$(5) \quad f_{ij} = \left(\left(\alpha_j + \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \ln X_i + \gamma_{jT} T - \delta_{ij} \right) \times \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} \ln X_j + \gamma_{iT} T \right) + \alpha_{ij} \right) \frac{Y}{X_i X_j},$$

wobei $\delta_{ij} = 1$ für $i = j$ und $\delta_{ij} = 0$ für $i \neq j$.

Sowohl die Hessesche Matrix als auch die ersten partiellen Ableitungen der Translog-Produktionsfunktion werden zur Bestimmung der partiellen Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren X_i und X_j benötigt. Während in der mikroökonomischen Produktionstheorie verschiedene Substitutionselastizitäten diskutiert werden, wurde in der empirischen Forschung am häufigsten die Allensche (partielle) Substitutionselastizität (AES) verwendet, die von ALLEN (1938: 503-505) wie folgt definiert wurde:

$$(6) \quad \sigma_{ij} = \frac{\sum f_i X_i \frac{F_{ij}}{F}}{X_i X_j \frac{F}{F}},$$

wobei $|F|$ die Determinante der geränderten Hesseschen Matrix \bar{F} ist, d.h. die Hessesche Matrix F ergänzt um eine Zeile und Spalte mit den ersten partiellen Ableitungen der Produktionsfunktion⁵:

$$(7) \quad \bar{F} = \begin{bmatrix} 0 & f_1 & \dots & f_n \\ f_1 & f_{11} & \dots & f_{1n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ f_n & f_{n1} & \dots & f_{nn} \end{bmatrix}.$$

\bar{F}_{ij} ist die Adjunkte des Elementes f_{ij} ⁶.

⁵ Zur Berechnung der Allenschen Substitutionselastizität vgl. z.B. BERNDT und CHRISTENSEN (1973a und 1973b), SATO und KOIZUMI (1973), HUMPHREY und MORONEY (1975), SYRQUIN und HOLLENDER (1982) und HOFF (2002).

⁶ Unter der Adjunkten (dem algebraischen Komplement) \bar{F}_{ij} des Elementes f_{ij} versteht man im obigen Fall die mit dem Faktor $(-1)^{i+j}$ versehene Unterdeterminante von \bar{F} , die entsteht, wenn die i -te Zeile und j -te Spalte der geränderten Hesseschen Matrix gestrichen werden (BRONSTEIN und SEMENDJAJEW, 1981: 201; HUANG und CROKKE, 1999: 154).

3 Datenbasis und geschätzte Modellvarianten

Im hier vorliegenden Zusammenhang ist die Translog-Produktionsfunktion (1) unter Verwendung von Monatsdaten für das aggregierte Produktionsvolumen der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie (Y) und die vier Produktionsfaktoren Milchanlieferung (X), Arbeit (A), Kapital (K) und Energie (E) sowie unter Berücksichtigung einer Zeittrend-Variablen für den technischen Wandel (T) geschätzt worden. Die Untersuchungsperiode umfasste den Zeitraum Januar 1996 bis Dezember 2003 (96 Monate). Durch die Verwendung von Monatsdaten konnte eine hinreichend große Anzahl von Freiheitsgraden für die Schätzung garantiert werden.

Bei der Zusammenstellung der Daten für die Inputs Kapital, Arbeit und Energie mussten aufgrund von Lücken in der Datenbasis einige Approximationen vorgenommen werden (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 105-115). So wurde der Kapitaleinsatz durch die Abschreibungen approximiert, die zudem nur als Jahresdaten vorlagen. Diese Angaben wurden durch Interpolation in Monatsdaten überführt. Die entstandene Zeitreihe ist durch eine starke Abnahme am Anfang des Untersuchungszeitraums und eine nur geringe monatliche Variation in den Folgejahren geprägt. Als Variable für den Arbeitseinsatz wurde die Anzahl der Beschäftigten herangezogen, die unmittelbar im Produktionsbereich tätig waren. Dabei konnte die Variation des Arbeitseinsatzes, die sich z.T. in Zwangsurlaub und Halbtagsbeschäftigung niederschlug, nicht berücksichtigt werden. Der Energieeinsatz wurde auf der Grundlage der monatlichen Butterproduktion approximiert, weil dies im Untersuchungszeitraum die Hauptproduktionsrichtung der Unternehmen darstellte.

Bei der Schätzung ist davon ausgegangen worden, dass die oben beschriebenen speziellen Eigenschaften der Produktionsfunktion (wie z.B. Homogenität oder konstante Skalenerträge) nicht a-priori für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie unterstellt werden können, sondern nachgewiesen werden müssen. Deswegen wurden alternative Modelle auf der Grundlage der allgemeinen, d.h. nicht-homothetischen Translog-Produktionsfunktion formuliert und getestet. Bei der ökonometrischen Schätzung enthält die Translog-Produktionsfunktion zusätzlich elf Dummy-Variable D_i ($i = 2, \dots, 12$) mit den zugehörigen Parametern ϑ_i ($i = 2, \dots, 12$), die zur Berücksichtigung saisonaler Schwankungen in den verwendeten

Monatsdaten dienen, und einen stochastischen Störterm, der als normalverteilt angenommen wurde. Die Schätzung der verschiedenen Produktionsfunktionen wurde mit Hilfe des ökonometrischen Programms SHAZAM nach der Methode der kleinsten Quadrate (MKQ) durchgeführt (SHAZAM, 2004: 81-94).

Im Folgenden werden sieben alternative Modellvarianten der Translog-Produktionsfunktion spezifiziert: Modell I ist die allgemeine, nicht-homothetische Produktionsfunktion (Modell I-NHT) und beinhaltet keine Restriktionen für die Produktionstechnologie. Modell II ist die homothetische Variante der Produktionsfunktion (Modell II-HT) und hat die Restriktionen $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ für $i, j = X, A, K, E$. Modell III entspricht der homogenen Produktionsfunktion (Modell III-HG) und enthält die Restriktionen $\sum_i \alpha_i = \lambda$, $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_i \gamma_{iT} = 0$. Modell IV ist die entsprechende linear-homogene Produktionsfunktion (Modell IV-LHG) mit den Restriktionen $\sum_i \alpha_i = 1$, $\sum_j \alpha_{ij} = 0$ und $\sum_i \gamma_{iT} = 0$ für $i, j = X, A, K, E$.

Die Translog-Produktionsfunktion (1) ist additiv-separabel (Modell V-AS) bzw. streng separabel (Modell VI-SS), wenn die Parameter den Restriktionen $\alpha_{ij} = 0$ ($i \neq j$) bzw. $\alpha_{ij} = 0$ für alle i und j genügen. Wenn aber $\gamma_{TT} = 0$, $\alpha_{ij} = 0$ und $\gamma_{iT} = 0$ für alle i und j , dann entspricht die Translog-Produktionsfunktion der CD-Produktionsfunktion (Modell VII-CD). Die CD-Produktionsfunktion kann sowohl steigende, konstante als auch fallende Skalenerträge aufweisen. Sie hat konstante Skalenerträge, wenn $\sum_i \alpha_i = 1$. Im Gegensatz zur Translog-Produktionsfunktion hat die CD-Produktionsfunktion einige Eigenschaften, die sie als besonders leicht „handhabbar“ in der Analyse erscheinen lassen, die sich andererseits aber auch als unerwünschte Restriktionen für die Beschreibung der Technologie erweisen können: (a) Die partiellen Produktionselastizitäten bezüglich der Produktionsfaktoren X_i sind als Parameter der CD-Funktion (α_i) konstant. Somit ist die Skalanelastizität der Funktion konstant und beträgt $\lambda = \sum_{i=1}^n \alpha_i$. Wie bei jeder homogenen

Produktionsfunktion ist die Skalanelastizität gleich dem Homogenitätsgrad dieser Funktion und hängt hier weder vom Input- noch vom Outputniveau ab (vgl. KORTMANN, 2002: 175). (b) Die Substitutionselastizität zwischen allen Produktionsfaktoren beträgt eins. (c) Die Funktion ist streng separabel (vgl. FUSS,

MCFADDEN und MUNDLAK, 1978: 244-247; CORBO und MELLER, 1979). (d) Die Produktionsfunktion ist streng quasikonkav. Sie ist streng konkav, wenn λ kleiner als eins ist, d.h. wenn abnehmende Skalenerträge vorliegen.

Zunehmende Skalenerträge können z.B. dann erwartet werden, wenn das erreichte Produktionsniveau niedriger ist, als den Produktionsmöglichkeiten mit der gegebenen Ausstattung mit quasi-fixen Produktionsfaktoren entspricht. Dies ist bei der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie im hier betrachteten Untersuchungszeitraum aufgrund der geringen Kapazitätsauslastung der Fall (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 65-66). Deshalb wurden bei der ökonometrischen Analyse auf der Basis der CD-Technologie variable Skalenerträge unterstellt. Die Translog-Produktionsfunktion enthält im Vergleich zur CD-Produktionsfunktion zusätzlich sowohl quadratische Terme als auch Terme, die Interaktionen zwischen den Produktionsfaktoren und der Trendvariablen abbilden. Damit kann getestet werden, ob die Produktionstechnologie in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie sich auf verschiedene, einfacher zu beschreibende technologische Produktionszusammenhänge, wie z.B. die homothetische, homogene, linear-homogene Produktionstechnologie oder die CD-Technologie reduzieren lässt (vgl. GREENE, 1993: 209-210).

4 Schätzergebnisse

4.1 Geschätzte Parameter und statistische Güte der Modelle

Zirka die Hälfte der geschätzten Parameter der Produktionsfunktionen ist statistisch signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % (ca. 60 % bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %). Allerdings ist zu bemerken, dass mit Ausnahme der geschätzten Parameter der saisonalen Dummy-Variablen sich die Werte der einzelnen Parameter von Modell zu Modell z.T. deutlich unterscheiden (vgl. Tabelle 1).

Der Vergleich der Determinationskoeffizienten deutet darauf hin, dass das Modell I als unrestringiertes Modell einen etwas höheren Erklärungsbeitrag leistet als alle anderen Modelle. Allerdings kann allein auf Grundlage der Determinationskoeffizienten keine hinreichende Beurteilung der Modelle vorgenommen werden. Deswegen wurden weitere statistische Kriterien, die in der empirischen Forschung üblich sind, herangezogen, wie z.B. Akaikes Informationskriterium (AIC) und das Schwarz-Bayessche Informationskriterium (BIC). Die Modelle mit einem kleineren

AIC- und/oder BIC-Wert werden bevorzugt (vgl. VERBEEK, 2000: 54). Vergleicht man die statistische Güte der Modelle sowohl nach dem Kriterium der R^2 -Werte als auch der AIC- und BIC-Werte, so zeigen sich aber nur marginale Unterschiede, die keine eindeutige Auswahl der „besten“ Funktion nach diesen Kriterien erlauben.

Die verschiedenen Spezialfälle der Translog-Produktionsfunktion sind so formuliert worden, dass sie sich in Form von Hypothesen über Parameterrestriktionen einem F-Test unterziehen lassen. Insgesamt wurden sechs F-Tests durchgeführt, nämlich zu den Parameterrestriktionen der Modelle II bis VII. Die Ergebnisse dieser Tests sind in Tabelle 2 dargestellt.

Die höchste Irrtumswahrscheinlichkeit, die mit einer Ablehnung der Restriktionen verbunden war, betrug 1,77 %. Dies wurde als hinreichend niedrig angesehen, um alle Restriktionen, und damit die Modelle II bis VII, abzulehnen. Die Ergebnisse der Schätzung dieser Modelle werden im Folgenden dennoch weiter diskutiert, um zu verdeutlichen, welche Konsequenzen die Einführung von a-priori-Restriktionen hinsichtlich der Produktionstechnologie in Situationen haben kann, in denen solche Restriktionen offensichtlich nicht adäquat sind.

Modell I wurde weiteren Tests unterzogen, mit denen die Gültigkeit der Annahmen des zugrundeliegenden Regressionsmodells überprüft wurde. Aufgrund des Jarque-Bera-Tests mit einem ermittelten Wert von 1,56 und einem kritischen Wert der Chi-Quadrat-Verteilung von 5,99 konnte mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % die Hypothese normalverteilter Residuen nicht abgelehnt werden. Da bei der Schätzung Zeitreihendaten verwendet wurden, konnte zur Überprüfung des Vorliegens von Homoskedastizität der Residuen außer dem Breusch-Pagan-Test auch der ebenfalls auf der Chi-Quadrat-Verteilung beruhende ARCH-Test angewandt werden, wobei jeweils eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % zugrunde gelegt wurde. Beim Breusch-Pagan-Test mit 31 Freiheitsgraden betrug der errechnete Wert 43,69 und war damit geringfügig kleiner als der kritische Wert 44,70. Beim ARCH-Test mit einem Freiheitsgrad betragen die entsprechenden Werte 2,70 und 3,84. Somit konnte die Hypothese homoskedastischer Residuen nicht verworfen werden.

Zur Überprüfung von Autokorrelation der Residuen wurde der Durbin-Watson-Test (DW-Test) durchgeführt. Die Hypothese, dass die Residuen nicht autokorreliert sind, konnte im Vergleich zur Gegenhypothese des Vorliegens von Autokorrelation erster Ordnung bei einem Testwert von 1,58 und einer

Tabelle 1. Geschätzte Parameter zur Translog-Produktionsfunktion

Parameter	Modell I - NHT			Modell II - HT			Modell III - HG			Modell IV - LHG			Modell V - AS			Modell VI - SS			Modell VII - CD		
	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert	Koeff.	Std.-F.	t-Wert
α_Y	-24,438	12,740	-1,9180	-3,3061	2,3130	-1,4300	-3,6009	2,5110	-1,4340	-1,0215	2,7150	-0,3762	1,4766	0,5885	2,5090	0,9108	0,0525	17,3700	0,7173	0,0365	19,640
α_A	82,305	87,940	0,9359	9,2135	3,0250	3,0460	4,0192	2,9020	1,3850	8,5182	3,0110	2,8290	91,3780	51,4100	1,7780	-0,9338	0,4985	-1,8730	0,4213	0,1702	2,4750
α_K	-6,0278	23,060	-0,2614	-8,0003	2,8660	-2,7910	-4,1999	2,9020	-1,4470	-7,4711	3,1190	-2,3960	13,4950	2,7620	4,8860	-0,0504	0,0544	-0,9269	0,0180	0,0545	0,3312
α_E	23,588	9,1000	2,5920	3,1626	2,1300	1,4850	3,5800	2,3100	1,5490	0,9744	2,4830	0,3925	-1,3256	0,5170	-2,5640	0,0062	0,0377	0,1651	0,2533	0,0340	7,4420
α_{XX}	-0,7627	0,3526	-2,1630	-0,9469	0,3601	-2,6300	-0,7923	0,3884	-2,0400	-0,6444	0,4312	-1,4940	-0,0540	0,0499	-1,0820	-	-	-	-	-	-
α_{AA}	-8,1686	8,7080	-0,9381	-1,9510	0,8373	-2,3300	-1,0026	0,8649	-1,1590	-2,0690	0,9224	-2,2430	-8,0676	4,5240	-1,7830	-	-	-	-	-	-
α_{KK}	-2,0281	1,0120	-2,0030	-1,7469	0,8180	-2,1360	-0,8023	0,8432	-0,9516	-1,7904	0,9032	-1,9820	-1,8521	0,3794	-4,8820	-	-	-	-	-	-
α_{FF}	-0,3467	0,2394	-1,4490	-0,4843	0,2419	-2,0020	-0,4747	0,2628	-1,8060	-0,4074	0,2924	-1,3940	0,0995	0,0372	2,6740	-	-	-	-	-	-
α_{XA}	2,3983	1,1900	2,0160	0,8304	0,4773	1,7400	0,8566	0,5183	1,6530	0,2891	0,5582	0,5179	-	-	-	-	-	-	-	-	-
α_{XK}	-0,1467	0,4529	-0,3240	-0,6137	0,4580	-1,3400	-0,7262	0,4964	-1,4630	-0,1976	0,5355	-0,3689	-	-	-	-	-	-	-	-	-
α_{XE}	0,5763	0,2898	1,9880	0,7302	0,2964	2,4630	0,6619	0,3214	2,0600	0,5528	0,3571	1,5480	-	-	-	-	-	-	-	-	-
α_{AK}	1,8660	2,5140	0,7424	1,8635	0,8105	2,2990	0,9309	0,8357	1,1140	1,9567	0,8916	2,1940	-	-	-	-	-	-	-	-	-
α_{AE}	-2,2905	0,8856	-2,5870	-0,7429	0,4755	-1,5620	-0,7849	0,5163	-1,5200	-0,1768	0,5529	-0,3197	-	-	-	-	-	-	-	-	-
α_{KE}	0,0842	0,4305	0,1957	0,4970	0,4348	1,1430	0,5976	0,4714	1,2680	0,0313	0,5039	0,0622	-	-	-	-	-	-	-	-	-
γ_T	0,2713	0,3004	0,9031	0,1234	0,0649	1,9010	-0,0942	0,0283	-3,3280	-0,0971	0,0316	-3,0790	0,4864	0,1274	3,8190	0,0175	0,0764	0,2286	0,0023	0,0007	3,5060
γ_{TT}	-0,0001	0,0001	-1,1940	-0,0001	0,0001	-1,0760	0,0001	0,0001	1,3760	0,0000	0,0001	-0,5418	-0,0002	0,0001	-2,9290	0,0002	0,0000	4,4630	-	-	-
γ_{XT}	0,0022	0,0049	0,4413	-0,0054	0,0032	-1,6940	-0,0091	0,0033	-2,7380	-0,0058	0,0036	-1,6230	-0,0070	0,0012	-5,8000	-0,0089	0,0011	-7,8440	-	-	-
γ_{AT}	-0,0073	0,0312	-0,2351	0,0028	0,0076	0,3677	0,0189	0,0068	2,7960	0,0230	0,0075	3,0770	-0,0250	0,0109	-2,2970	0,0000	0,0077	-0,0018	-	-	-
γ_{KT}	-0,0257	0,0085	-3,0110	-0,0228	0,0069	-3,2880	-0,0163	0,0073	-2,2390	-0,0204	0,0080	-2,5400	-0,0301	0,0053	-5,6460	-0,0028	0,0021	-1,3170	-	-	-
γ_{ET}	-0,0030	0,0036	-0,8324	0,0046	0,0025	1,8530	0,0064	0,0026	2,4370	0,0032	0,0028	1,1530	0,0063	0,0008	8,0290	0,0070	0,0009	7,8700	-	-	-
ξ_2	-0,0161	0,0130	-1,2420	-0,0174	0,0129	-1,3430	-0,0149	0,0140	-1,0640	-0,0236	0,0155	-1,5220	-0,0202	0,0130	-1,5530	-0,0103	0,0158	-0,6503	-0,0222	0,0238	-0,9347
ϑ_3	-0,0297	0,0188	-1,5830	-0,0205	0,0192	-1,0660	-0,0219	0,0209	-1,0490	-0,0703	0,0195	-3,6100	-0,0330	0,0181	-1,8210	-0,0077	0,0210	-0,3674	-0,0838	0,0254	-3,2950
ϑ_4	-0,0749	0,0235	-3,1930	-0,0599	0,0240	-2,4920	-0,0648	0,0261	-2,4860	-0,1353	0,0224	-6,0510	-0,0780	0,0220	-3,5380	-0,0457	0,0257	-1,7810	-0,1662	0,0271	-6,1280
ϑ_5	-0,0907	0,0385	-2,3550	-0,0571	0,0359	-1,5880	-0,0732	0,0387	-1,8890	-0,1895	0,0305	-6,2170	-0,0795	0,0339	-2,3490	-0,0131	0,0397	-0,3304	-0,1942	0,0357	-5,4420
ϑ_6	-0,0903	0,0457	-1,9770	-0,0553	0,0423	-1,3080	-0,0785	0,0454	-1,7290	-0,2226	0,0336	-6,6320	-0,0724	0,0409	-1,7680	0,0107	0,0477	0,2246	-0,2229	0,0401	-5,5630
ϑ_7	-0,0896	0,0444	-2,0210	-0,0546	0,0413	-1,3220	-0,0788	0,0443	-1,7790	-0,2211	0,0322	-6,8580	-0,0737	0,0399	-1,8460	0,0067	0,0467	0,1446	-0,2187	0,0390	-5,6140
ϑ_8	-0,0777	0,0416	-1,8690	-0,0473	0,0394	-1,2010	-0,0674	0,0424	-1,5910	-0,2025	0,0311	-6,5130	-0,0698	0,0376	-1,8590	0,0058	0,0440	0,1312	-0,1973	0,0374	-5,2780
ϑ_9	-0,0711	0,0359	-1,9800	-0,0421	0,0347	-1,2140	-0,0563	0,0374	-1,5050	-0,1699	0,0291	-5,8380	-0,0628	0,0328	-1,9140	0,0017	0,0383	0,0435	-0,1664	0,0343	-4,8550
ϑ_{10}	-0,0798	0,0300	-2,6630	-0,0530	0,0289	-1,8330	-0,0628	0,0313	-2,0080	-0,1502	0,0262	-5,7220	-0,0726	0,0269	-2,6940	-0,0262	0,0312	-0,8422	-0,1597	0,0301	-5,3000
ϑ_{11}	-0,0674	0,0183	-3,6900	-0,0546	0,0186	-2,9310	-0,0586	0,0202	-2,8990	-0,1043	0,0191	-5,4660	-0,0722	0,0180	-4,0010	-0,0462	0,0209	-2,2160	-0,1056	0,0252	-4,1860
ϑ_{12}	-0,0544	0,0183	-2,9790	-0,0434	0,0190	-2,2910	-0,0451	0,0206	-2,1890	-0,0762	0,0214	-3,5550	-0,0690	0,0166	-4,1680	-0,0541	0,0197	-2,7420	-0,1265	0,0251	-5,0480
α_0	-455,40	447,40	-1,0180	-19,532	8,3780	-2,3310	2,5593	6,3130	0,4054	-15,96	5,0800	-3,1420	-559,17	289,30	-1,9330	12,3620	5,4670	2,2610	-4,7454	1,7280	-2,7470
R^2			0,9982			0,9979			0,9975			0,9968			0,9978			0,9964			0,9912
\bar{R}^2			0,9974			0,9970			0,9965			0,9956			0,9969			0,9954			0,9894
AIC			0,0007			0,0008			0,0009			0,0012			0,0008			0,0012			0,0026
BIC			0,0017			0,0017			0,0019			0,0023			0,0016			0,0022			0,0041
DW			1,5786			1,5197			1,4538			1,2927			1,7643			1,3346			1,3491

NHT = nicht-homothetische, HT = homothetische, HG = homogene, LHG = linear-homogene Produktionsfunktion, AS = additiv-separable und SS = streng separable Produktionsfunktion sowie CD = Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, R^2 = Bestimmtheitsmaß, \bar{R}^2 = korrigiertes Bestimmtheitsmaß, AIC = Akaikes Informationskriterium, BIC = Schwarz-Bayessches Informationskriterium, DW = Durbin-Watson-Koeffizient.
 Quelle: eigene Schätzung

Tabelle 2. Ergebnisse der F-Tests

	Modell II-HT	Modell III-HG	Modell IV-LHG	Modell V-AS	Modell VI-SS	Modell VII-CD
Freiheitsgrade	4	5	6	6	10	15
Berechneter F-Wert	3,2300	5,6170	8,6787	2,8761	6,6428	16,9050
Berechneter p-Wert	0,0177	0,0002	0,0000	0,0152	0,0000	0,0000

Quelle: eigene Schätzung

Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 % nicht abgelehnt werden. Bei der Gegenhypothese des Vorliegens von Autokorrelation 12. Ordnung beträgt der Testwert jedoch 2,28. Die Hypothese fehlender Autokorrelation nicht abzulehnen, wäre in diesem Fall mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 81,4 % verbunden. Dieses Ergebnis spricht dafür, dass mit der Einführung monatlicher Dummyvariablen in das Modell die saisonale Abhängigkeit der Beobachtungen nur unvollständig abgebildet werden konnte.

4.2 Geschätzte partielle Produktionselastizitäten

Während die geschätzten Parameter der CD-Produktionsfunktion als Produktionselastizitäten zu interpretieren sind, können die meisten Parameter der alternativen Modelle I bis VI nach dem Kriterium der

ökonomischen Plausibilität nicht auf den ersten Blick beurteilt werden. Die ökonomisch interpretierbaren Kennziffern, wie z.B. die Produktionselastizitäten oder die Rate des technischen Fortschritts, sind Funktionen von Parametern der quadratischen und gemischten Terme der Translog-Funktionsform. Die Gleichungen für die Produktionselastizitäten von Rohmilch (η_x), Arbeit (η_A), Kapital (η_K) und Energie (η_E) ergeben sich aus Gleichung (3) durch Multiplikation mit dem jeweiligen Faktor und durch Division durch Y . Setzt man die Mittelwerte der Variablen $\ln X$, $\ln A$, $\ln K$, $\ln E$ und T in die Gleichungen für die Produktionselastizitäten ein, so erhält man Mittelwerte der Produktionselastizitäten (vgl. GREENE, 1993: 210). Auf entsprechende Weise sind für alle geschätzten Modelle die Produktionselastizitäten ermittelt und in Tabelle 3 zusammengestellt worden.

Tabelle 3. Schätzergebnisse für die Mittelwerte der Produktionselastizitäten

Modell		Rohmilch	Arbeit	Kapital	Energie	Summe
Modell I - NHT	Mittelwert	0,4625	-0,7149	-0,1872	0,4137	-0,0260
	Std.-Fehler	0,0523	0,2832	0,0810	0,0351	0,2811
	t-Wert	8,8492	-2,5243	-2,3105	11,7967	-0,0925
Modell II - HT	Mittelwert	0,3958	-0,6746	-0,1168	0,4553	0,0596
	Std.-Fehler	0,0448	0,2373	0,0735	0,0339	0,2705
	t-Wert	8,8304	-2,8436	-1,5880	13,4232	0,2204
Modell III - HG	Mittelwert	0,4333	-0,7960	-0,2739	0,4349	-0,2017
	Std.-Fehler	0,0474	0,2552	0,0649	0,0363	0,2834
	t-Wert	9,1429	-3,1193	-4,2221	11,9669	-0,7115
Modell IV - LHG	Mittelwert	0,5301	0,2418	-0,1841	0,4122	1,000
	Std.-Fehler	0,0463	0,0803	0,0683	0,0401	-
	t-Wert	11,4529	3,0113	-2,6938	10,2876	-
Modell V - AS	Mittelwert	0,4625	-0,7465	-0,1246	0,4061	-0,0025
	Std.-Fehler	0,0343	0,2294	0,0792	0,0257	0,2603
	t-Wert	13,4881	-3,2539	-1,5729	15,8146	-0,0095
Modell VI - SS	Mittelwert	0,4810	-0,9345	-0,1858	0,3435	-0,2958
	Std.-Fehler	0,0400	0,2796	0,0807	0,0271	0,3102
	t-Wert	12,0222	-3,3429	-2,3029	12,6864	-0,9536
Modell VII - CD	Mittelwert	0,7173	0,4213	0,0180	0,2533	1,4100
	Std.-Fehler	0,0365	0,1702	0,0544	0,0340	0,1435
	t-Wert	19,6410	2,4751	0,3312	7,4417	9,8230

Quelle: eigene Schätzung

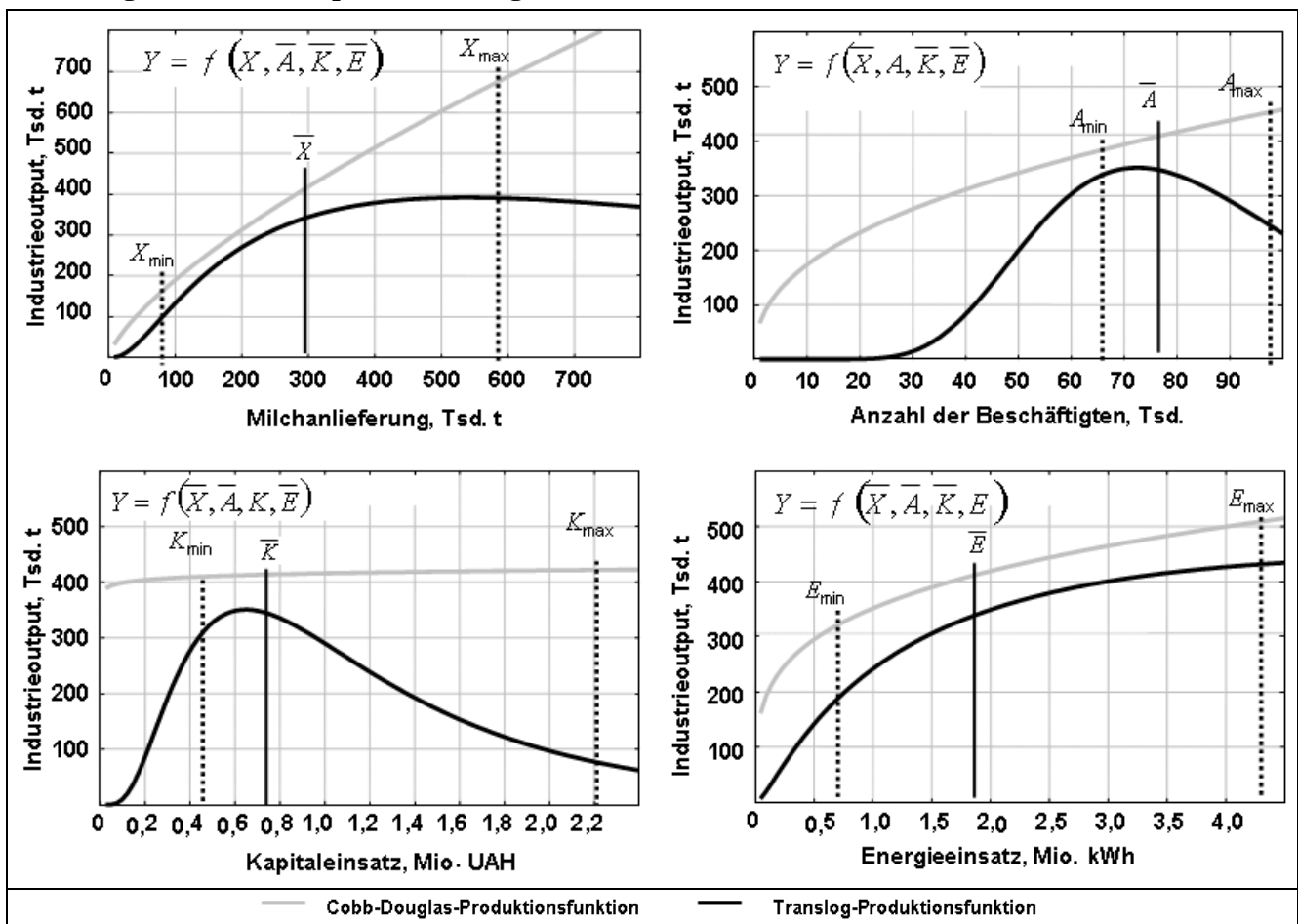
Wie zu sehen ist, sind nicht alle Produktionselastizitäten positiv. Während die geschätzten Produktionselastizitäten der Rohmilch und der Energie positiv sind, sind die Produktionselastizitäten der Arbeit und des Kapitals überwiegend negativ. Vergleicht man die Ergebnisse der Modelle, so kann man feststellen, dass die geschätzten Produktionselastizitäten für Rohmilch und Energie in den Modellen (mit Ausnahme der CD-Produktionsfunktion) eine ähnliche Größenordnung haben. Die meisten geschätzten Produktionselastizitäten sind mit niedriger Irrtumswahrscheinlichkeit gegen null gesichert. Beim Signifikanztest der Produktionselastizitäten der Rohmilch und der Energie ist die H_0 -Hypothese (die Produktionselastizitäten haben den Wert null) sogar mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abzulehnen (vgl. Tabelle 3). Die berechneten Irrtumswahrscheinlichkeiten für die Produktionselastizitäten der Arbeit bzw. des Kapitals betragen im Modell I 1,39 % bzw. 2,42 %.

Zur besseren Einordnung der für Modell I mit negativen Vorzeichen ermittelten Produktionselastizitäten für Arbeit und Kapital werden in Abbildung 1 die

geschätzten partiellen Ertragskurven der vier Produktionsfaktoren dargestellt.

Außer für Modell I werden zusätzlich die partiellen Ertragskurven zu Modell VII gezeigt, weil es für dieses Modell annahmegemäß keine negativen Grenzprodukte geben kann. Zur Darstellung der Ertragskurven wurden die Einsatzmengen aller Produktionsfaktoren bis auf jeweils einen als konstant betrachtet, wie z.B. für Rohmilch: $Y = f(X, \bar{A}, \bar{K}, \bar{E})$. Die Fixierung des Faktoreinsatzes, die hier durch einen Querstrich über dem Symbol für die Einsatzmenge dargestellt wird, erfolgte auf dem Niveau der Mittelwerte der Modellvariablen. Hierbei ist zu bemerken, dass der monatliche Einsatz der Produktionsfaktoren bei Rohmilch zwischen 92,5 und 588,2 Tsd. t, bei Arbeit zwischen 67,9 und 97,5 Tsd. Beschäftigten, bei Kapital zwischen 491,0 und 2228,7 Tsd. UAH sowie bei Energie zwischen 572,9 und 4369,8 Tsd. kWh liegt. Während bei der CD-Produktionsfunktion bereits aufgrund der Funktionsform nur positive partielle Grenzproduktivitäten zu erwarten sind, ist dies bei einer Translog-Produktionsfunktion nicht notwen-

Abbildung 1. Geschätzte partielle Ertragskurven der Produktionsfaktoren (Modelle I und VII)



Quelle: eigene Darstellung

digerweise der Fall. Im Gegensatz zur CD-Produktionsfunktion weisen die partiellen Ertragskurven der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital bei der geschätzten Translog-Produktionsfunktion zunächst einen steigenden und bei höherem Faktoreinsatz dann einen fallenden Verlauf auf.

Der Unterschied zwischen den ermittelten Produktionselastizitäten wirkt sich notwendigerweise auch auf die Skalenelastizitäten der Funktionen aus (vgl. Tabelle 3, Spaltenspalte). So ist die Skalenelastizität bei Verwendung der CD-Produktionsfunktion mit dem Wert 1,4 überraschend groß und – wie ein zusätzlich durchgeführter Test gezeigt hat – signifikant von eins verschieden (Irrtumswahrscheinlichkeit 0,5 %), während sie für die Translog-Funktion nicht signifikant von null verschieden ist. Steigende Skalenerträge als Ergebnis für die CD-Funktion sind angesichts der geringen Kapazitätsauslastung des Sektors im Untersuchungszeitraum nicht unplausibel. Allerdings zeigen die Schätzergebnisse zu Modell I, dass eine Erhöhung des Outputs insbesondere durch eine Erhöhung des Rohmilcheinsatzes erzielt werden kann und nicht, wie dies durch die Kennziffer der Skalenelastizität impliziert wird, durch eine proportionale Ausdehnung des Einsatzes aller Inputs. Außerdem wurde die CD-Funktion aufgrund der durchgeführten F-Tests nicht bestätigt.

Die Ermittlung negativer Grenzprodukte widerspricht der neoklassischen Produktionstheorie. In der neueren Literatur zur neoklassischen Produktionstheorie werden hauptsächlich duale Konzepte zur Darstellung der Produktionstechnologie verwendet, in erster Linie um den Nachweis von Regularitätseigenschaften von Kosten- bzw. Gewinnfunktionen zu führen, deren Vorliegen eine Produktion in „unökonomischen“ Bereichen bzw. negative Grenzprodukte von vornherein ausschließt.⁷ Negative Grenzprodukte bedeuten eine unter Allokationsgesichtspunkten ineffiziente Produktion bzw. eine vermeidbare Ressourcenverschwendung, so dass aus Sicht der neoklassischen Produktionstheorie kein Unternehmen ineffiziente Produktionsmöglichkeiten wählen wird.

Um die Schätzergebnisse zur Translog-Produktionsfunktion einzuordnen, ist ein Bezug zu den oben geschilderten Änderungen der Rahmenbedingungen in der Ukraine herzustellen, die unter den gegebenen

Umständen eine Auswirkung auf die Produktivität der Arbeit und des Kapitals in der ukrainischen Milchindustrie gehabt haben können. Die Schätzergebnisse der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion weisen darauf hin, dass die negative Produktionselastizität für den Faktor Arbeit mit der massiven Unterauslastung der Produktionskapazitäten der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie, die durch geringen Rohmilcheinsatz bedingt war, in Verbindung gebracht werden kann. Die Schätzergebnisse des Modells I zeigen, dass mit steigendem Einsatz der Rohmilch X die Produktionselastizität der Arbeit η_A steigen wird, da der geschätzte Parameter α_{XA} positiv und mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 4,8 % statistisch signifikant von null verschieden ist. Eine entsprechende Schlussfolgerung kann für den Faktor Kapital nicht ohne weiteres gezogen werden, da die Produktionselastizität des Kapitals η_K auch bei einer Erhöhung des Rohstoffeinsatzes X negativ bleiben würde. Allerdings ist der entsprechende (negative) Parameter des Kapitals in Bezug auf den Rohmilcheinsatz (α_{XK}) statistisch nicht signifikant von null verschieden. Außerdem sollten alle Aussagen zum Einsatz des Faktors Kapital mit Vorsicht getroffen werden, da – wie oben erläutert – die Zeitreihe der Monatsdaten für den Kapitaleinsatz aus Jahresdaten interpoliert wurde. Aus diesem Grund ergibt sich für die Kapitalvariable nur eine geringe monatliche Variation und die starke Abnahme des auf diese Weise ermittelten Kapitaleinsatzes am Anfang der Untersuchungsperiode erhält in der Schätzung ein um so größeres Gewicht, worauf vermutlich das negative Vorzeichen der Produktionselastizität in erster Linie zurückzuführen sein wird.

Schließlich ist darauf hinzuweisen, dass die ökonomische Analyse der Produktionstechnologie in der Milchverarbeitungsindustrie aufgrund aggregierter Industriedaten durchgeführt worden ist und somit für die Milchverarbeitungsbranche der Ukraine im Aggregat gelten. Diese Ergebnisse stehen somit nicht im Widerspruch zu der Vermutung, dass die Produktionselastizitäten für Arbeit und Kapital bei einzelnen Milchverarbeitungsbetrieben durchaus positiv sein können. Hierbei sind die Hinweise von SHUMWAY (1995: 181) und BALL und CHAMBERS (1982: 708) relevant. Die neoklassische Produktionstheorie ist im Hinblick auf die Analyse einzelner Unternehmen entwickelt worden. Deswegen sind die Ergebnisse der vorliegenden Studie mit Vorsicht zu interpretieren. BALL und CHAMBERS (1982: 708) weisen darauf hin, dass, um endgültige Schlussfolgerungen über die von ihnen untersuchte Produktionstechnologie ziehen zu

⁷ Zur weiteren Diskussion und zur geometrischen Darstellung von Isoquanten mit „unökonomischen“ Produktionsbereichen vgl. STOBBE (1991: 182), SCHUMANN (1992: 144-145), WIED-NEBBELING und SCHOTT (1998: 120-121) sowie KORTMANN (2002: 194-195).

können, eine ökonomische Analyse auf Basis von Querschnitts- bzw. Paneldaten der einzelnen Milchverarbeitungsbetriebe durchgeführt werden sollte. Damit kann auch im hier vorliegenden Fall vermutet werden, dass weitergehende Schlussfolgerungen über die Produktionselastizitäten der Produktionsfaktoren in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie gezogen werden könnten, wenn eine ökonometrische Querschnitts- bzw. Panelanalyse der Produktionsfunktion auf der Basis einzelbetrieblicher Molkereidaten durchgeführt werden könnte. Dies ist allerdings z.Z. aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit nicht möglich.

4.3 Schätzung der Rate des technischen Fortschritts

Im Rahmen der ökonomischen Analyse der Produktionstechnologie wurde in der vorliegenden Arbeit versucht, den Einfluss des technischen Fortschritts in der Milchverarbeitungsindustrie zu erfassen. Dazu ist in die Produktionsfunktion (1) die Zeitvariable T aufgenommen worden. Die nach Gleichung (2) errechnete autonome Änderungsrate der Produktion ist als Rate des technischen Fortschritts interpretiert worden. Im Gegensatz zur CD-Produktionsfunktion lassen sich in den alternativen Modellen unterschiedliche Arten des technischen Fortschritts wiedergeben. So geht die CD-Produktionsfunktion aufgrund ihrer Funktionsform von Hicks-neutralem technischem Fortschritt aus und der geschätzte Parameter γ_T ist als Rate des Hicks-neutralen technischen Fortschritts zu interpretieren. Die Rate des technischen Fortschritts der übrigen Modelle ist Funktion mehrerer Parameter der quadratischen und gemischten Terme der Translog-Produktionsfunktion für die Produktionsfaktoren und die Trendvariable. Die geschätzte Rate des technischen Fortschritts beträgt für die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion -0,24 % pro Monat (vgl. Tabelle 4).

Tabelle 4. Schätzergebnisse zur Rate des technischen Fortschritts pro Monat

Modell	Mittelwert	Std.-Fehler	t-Wert
Modell I – NHM	-0,0024	0,0012	-2,0524
Modell II – HM	-0,0014	0,0011	-1,2542
Modell III – HG	-0,0039	0,0010	-3,8824
Modell IV – LHG	-0,0003	0,0006	-0,4697
Modell V – AS	-0,0015	0,0012	-1,3199
Modell VI – SS	-0,0026	0,0013	-2,0260
Modell VII – CD	0,0023	0,0007	3,5063

Quelle: eigene Schätzung

Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine Rate für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie im Zeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2003 von durchschnittlich -2,9 % pro Jahr. Demgegenüber beträgt die geschätzte Jahresrate des Hicks-neutralen technischen Fortschritts für die CD-Produktionsfunktion durchschnittlich ca. 2,8 %. Die geschätzte durchschnittliche Rate des technischen Fortschritts ist für die übrigen Modell-Spezifikationen negativ und nimmt im Untersuchungszeitraum je nach Spezifikation Werte von -0,4 % bis -4,6 % pro Jahr an.

Obwohl eine negative Rate des technischen Fortschritts auf den ersten Blick ökonomisch unplausibel erscheint, ist die Ermittlung eines technischen Regresses in der empirischen Forschung tatsächlich keine Seltenheit. Zum Beispiel stellten TERRELL (1993) für den Zeitraum 1962-1979 in der polnischen Ernährungsindustrie sowie BRÜMMER, GLAUBEN und THUISSEN (2002) für den Zeitraum 1991-1994 für polnische Milcherzeugerbetriebe eine negative Rate des technischen Fortschritts fest. WHITESELL (1985) hat für ausgewählte Industriezweige der Sowjetunion von 1950 bis 1974 eine negative Hicks-neutrale technische Fortschrittsrate ermittelt. BALL und CHAMBERS (1982) haben in einer ökonomischen Analyse der Technologie der amerikanischen Fleischindustrie eine negative Rate des technischen Fortschritts in den Jahren 1970-1976 festgestellt. Die Autoren erklären dieses Ergebnis mit den ökonomischen Auswirkungen zunehmender Skalenerträge, nichtneutraler technischer Änderungen und Überkapazitäten (vgl. BALL und CHAMBERS, 1982: 706). Sie weisen allerdings auch auf die grundsätzliche Schwierigkeit hin, bei einer ökonometrischen Schätzung auf der Basis aggregierter Zeitreihendaten Skaleneffekte von der Wirkung des technischen Wandels zu unterscheiden.

Im vorliegenden Fall, d.h. im ersten Teil der Beobachtungsperiode, hat sich möglicherweise der in dieser Periode noch anhaltende Transformationsprozess im Molkereisektors dergestalt ausgewirkt, dass produktionstechnisches Wissen verloren gegangen ist oder nicht wie bisher zum Einsatz kam. Eine andere Interpretation besteht darin, dass sich in dieser Periode der Grad der technischen Effizienz vermindert hat. Allerdings kann ein solcher Effekt im vorliegenden Modell nicht abgebildet werden. Es ist aber nicht auszuschließen, dass sich die Auswirkungen eines solchen möglichen Effektes in einer negativen Rate des technischen Wandels niedergeschlagen haben. Die negative Rate des technischen Fortschritts in der ersten Hälfte des Untersuchungszeitraums kann schließ-

Tabelle 5. Geschätzte Substitutionselastizitäten

	Modell I - NHM	Modell II - HM	Modell III - HG	Modell V - AS	Modell VI - SS	Modell VII - CD
σ_{XX}	1,502E-01	1,266E-09	1,404E-24	2,871E-03	1,615E+00	-9,656E-01
σ_{AA}	2,888E-02	6,377E-11	-3,079E-12	3,124E-04	6,834E-01	-2,347E+00
σ_{KK}	2,669E-02	5,575E-11	-3,686E-11	1,417E-03	-5,922E-01	-7,720E+01
σ_{EE}	1,675E-02	1,601E-09	2,073E-09	3,876E-03	1,861E+00	-4,566E+00
σ_{XA}	6,415E-02	2,005E-10	7,170E-11	2,173E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{XK}	4,434E-02	-7,104E-11	4,547E-12	1,537E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{XE}	-3,695E-02	1,457E-24	1,754E-24	-2,823E-03	1,000E+00	1,000E+00
σ_{AK}	1,924E-02	-5,196E-11	1,600E-11	-1,750E-05	1,000E+00	1,000E+00
σ_{AE}	-1,310E-02	2,285E-25	7,875E-26	3,215E-04	1,000E+00	1,000E+00
σ_{KE}	-4,253E-03	-7,893E-11	3,095E-11	2,274E-04	1,000E+00	1,000E+00

Quelle: eigene Schätzung

lich nach dieser Interpretation auch durch die Energiekrise Ende der 90er Jahre in der Ukraine bzw. durch den häufigen Stromausfall mitverursacht worden sein (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 18-20).

Hierbei ist jedoch zu bemerken, dass bei einer Teilung des Untersuchungszeitraums zwar in der ersten Hälfte ein technischer Regress resultiert, in der zweiten Hälfte aber ein technischer Fortschritt gemessen wird. Eine negative Rate des technischer Fortschritts in den ersten vier Jahren des Untersuchungszeitraums (1996 bis 2000) kann mit der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen, wie z.B. der Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe, die erst Ende der 90er Jahre abgeschlossen worden ist, in Verbindung gebracht werden. Danach hat sich die wirtschaftliche Lage stabilisiert, was einen positiven Einfluss auf die Industrieentwicklung in der Ukraine hatte. Für den Zeitraum von 2000 bis 2003 resultiert im Molkereisektor eine Rate des technischen Fortschritts zwischen 0,1 % und 0,4 % pro Monat. Bei der Umrechnung von Monats- auf Jahresbasis erhält man eine durchschnittliche Jahresrate von zwischen 1,2 % und 4,9 % für diesen Zeitraum.

Im Gegensatz zur CD-Produktionsfunktion wird mit der Translog-Produktionsfunktion nicht implizit unterstellt, dass technischer Fortschritt hinsichtlich der relevanten Faktornutzung Hicks-neutral ist. An anderer Stelle (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 145-151) beschriebene Testergebnisse zeigen, dass die Hypothese des Vorliegens von Hicks-neutralem technischen Fortschritt allerdings nur dann abgelehnt werden kann, wenn in den Test die Kapitalvariable einbezogen ist. Da aber bei der Messung der Kapitalvariablen auf Monatsebene weitgehende Annahmen getroffen

werden mussten, sollten die entsprechenden Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden.

4.4 Geschätzte Substitutionselastizitäten und ermittelte Isoquantenverläufe

Bei der Interpretation der Schätzergebnisse muss im Hinblick auf die Substitutionselastizitäten beachtet werden, welche Produktionsfaktoren als fix und welche als variabel anzusehen sind. Dies hängt von der Datenfrequenz und der Länge des Untersuchungszeitraums ab. In der vorliegenden Analyse wurden Monatsdaten über den Untersuchungszeitraum von acht Jahren verwendet, so dass nur die Produktionsfaktoren Rohmilch und Energie zu den variablen Produktionsfaktoren gezählt werden können, für die eine kurzfristige Substituierbarkeit angenommen werden kann. Im Gegensatz zu vielen empirischen Studien zur Analyse der Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren, die überwiegend mit Hilfe der Translog-Kostenfunktion⁸ (duales Konzept) ermittelt worden sind, wurde in der vorliegenden Arbeit das primale Konzept verwendet und die Produktionstechnologie auch im Hinblick auf die Substitutionselastizitäten mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion analysiert. Tabelle 5 gibt die auf der Basis von Gleichung (6) errechneten Allenschen (partiellen) Substitutionselastizitäten zwischen den Produktionsfaktoren Rohmilch, Arbeit, Kapital und Energie wieder.

Dabei wurden die Allenschen Substitutionselastizitäten für alle Spezialfälle der Produktionsfunktion

⁸ Zur Schätzung von Substitutionselastizitäten mit Hilfe einer Kostenfunktion vgl. BERNDT und WOOD (1975), BERNDT und KHALED (1979), BALL und CHAMBERS (1988), BERNDT (1991: 469-476).

nen, die mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion formuliert worden sind, geschätzt. Die Elastizitäten der Modelle VI und VII sind aufgrund der Funktionsformen auf den Wert eins restringiert. Die Ergebnisse der Modelle I und V unterscheiden sich sowohl in den Größenordnungen als auch zum Teil in den Vorzeichen. Mit Ausnahme der Modelle VI und VII weisen alle ermittelten Substitutionselastizitäten aber recht geringe Größenordnungen auf, so dass sich die Beziehungen zwischen Veränderungen im Einsatzniveau der Faktoren als eher unerheblich darstellen. Dies ist vermutlich insbesondere auf die Verwendung von Monatsdaten und damit die kurzfristige Betrachtungsweise zurückzuführen. Im Vergleich der Modelle I bis V werden für die unrestringierte Translog-Produktionsfunktion die größten Elastizitäten ermittelt. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass es eine gleich große Anzahl schwacher Substitutionsbeziehungen wie Komplementaritätsbeziehungen zwischen den Produktionsfaktoren gibt (vgl. Tabelle 5). Eine substitutionale Beziehung ist zwischen den Produktionsfaktoren Rohmilch und Arbeit, Rohmilch und Kapital sowie Arbeit und Kapital zu beobachten, während sich zwischen Rohmilch und Energie, Arbeit und Energie sowie Kapital und Energie eine komplementäre Beziehung ergibt. Die Substitutionselastizitäten der Translog-Produktionsfunktion des Modells I, die sich auf den Rohmilcheinsatz beziehen, lassen sich ökonomisch so interpretieren, dass eine Erhöhung des Rohmilcheinsatzes zu einer energieintensiveren Produktionsweise führen, der Einsatz von Arbeit und Kapital aber nicht steigen würde.

Aus Sicht der neoklassischen Produktionstheorie ist allerdings zu erwarten, dass die Eigensubstitutionselastizitäten negativ sind. Dies ist insbesondere deshalb zu erwarten, weil die Allenschen Substitutionselastizitäten bei kostenminimierendem Verhalten jeweils als Quotient einer kompensierten Preiselastizität der Faktornachfrage und eines Kostenanteils dargestellt werden können und die kompensierte Eigenpreiselastizität nicht positiv ist (vgl. CHAMBERS, 1988: 95). Im vorliegenden Fall sind die Eigensubstitutionselastizitäten aber überwiegend positiv (vgl. Tabelle 5).

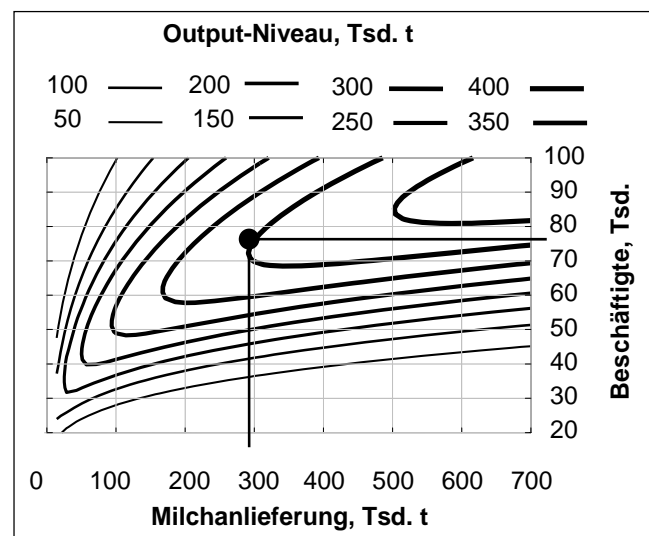
Dieses Ergebnis muss in Verbindung mit den negativen Produktionselastizitäten der Faktoren Arbeit und Kapital betrachtet werden. Wie Gleichung (6) zur Ermittlung der Allenschen Substitutionselastizität zeigt, geht in die Berechnung u. a. die Summe der Grenzprodukte der Faktoren, gewichtet mit dem jeweiligen Faktoreinsatzniveau, ein ($\sum f_i X_i$). Da die

Grenzprodukte der Arbeit und des Kapitals negativ sind und ihr Gewicht relativ groß ist, ist die Summe negativ, so dass die Eigensubstitutionselastizitäten positiv sind. Die geschätzten Eigensubstitutionselastizitäten der CD-Produktionsfunktion, die zur Klasse der neoklassischen Produktionsfunktionen gehört, weisen wie zu erwarten die „richtigen“ Vorzeichen auf. Dabei ist allerdings zu beachten, dass die CD-Produktionsfunktion recht starre Restriktionen für den Faktoreinsatz setzt, da sie von einer Substitutionselastizität zwischen den Faktoren von eins ausgeht.

Außerdem lässt die CD-Produktionsfunktion bereits aufgrund ihrer Funktionsform nur Isoquanten mit durchgehend negativer Steigung zu. Dadurch schließt sie Allokationsineffizienz, wie sie mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion gemessen werden kann und in der folgenden Abbildung dargestellt wird, von vornherein aus. Da die Maßeinheiten der Produktionsfaktoren Rohmilch und Arbeit dies erlauben, lassen sich die Isoquanten für diese beiden Faktoren grafisch darstellen. Abbildung 2 zeigt, dass die zugehörigen Isoquanten der Translog-Produktionsfunktion des Modells I zurückgekrümmt sind. In den zurückgekrümmten Abschnitten der Isoquanten ist die Produktion (unabhängig von den Faktorpreisen) ineffizient.

Um unter Allokationsgesichtspunkten effizient zu produzieren, werden die Milchverarbeitungsunternehmen ein Faktorbundle von Rohmilch (Rohmilchanlieferung) und Arbeit (Anzahl der Beschäftigten) nur im fallenden Bereich der Isoquanten wählen. Die grafische Darstellung der Isoquanten weist allerdings

Abbildung 2. Ermittelte Isoquanten der Translog-Produktionsfunktion (Modell I)



Anmerkung: Die eingezeichneten Linien geben den mittleren Faktoreinsatz wieder.

Quelle: eigene Darstellung

darauf hin, dass dies bei der geringen verfügbaren Rohmilchmenge einerseits und dem hohen Bestand an Arbeitskräften andererseits faktisch unmöglich ist (vgl. Abschnitt 1).

Abbildung 2 zeigt, dass bei 85 Tsd. Beschäftigten ein Outputniveau von mindestens 400 Tsd. t erreicht werden müsste, um den ineffizienten Produktionsbereich zu verlassen. Dazu braucht man allerdings knapp 500 Tsd. t Rohmilch, die in der Ukraine im Untersuchungszeitraum jedoch nur in den Sommermonaten der Jahre 1996, 2001 und 2003 an die Molkerei angeliefert wurden (vgl. PEREKHOZHUK, 2007: 36-37). Im Fall einer niedrigeren Rohmilchanlieferung von z.B. 300 Tsd. t, die vor allem in die Frühlings- und Herbstmonate fiel, hätte die Milchverarbeitungsindustrie nach Abbildung 2 die Anzahl der Beschäftigten um mehr als 10 Tsd. Arbeitskräfte reduzieren müssen, um den ineffizienten Produktionsbereich zu verlassen. Dabei hätte die Milchverarbeitungsindustrie ein Outputniveau von ca. 350 Tsd. t erreicht. Trotz der Steigerung der Milchanlieferung im Winter blieb der Einsatz von Rohmilch in den Wintermonaten unter 200 Tsd. t, so dass auch bei einem Einsatz von nur 70 Tsd. Beschäftigten der negativ geneigte Bereich der Isoquante erreicht worden wäre.

5 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die Schätzungen der verschiedenen Spezialfälle der Translog-Produktionsfunktion für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie zeigen sowohl für die Skalenelastizität als auch für die Rate des technischen Fortschritts einige Unterschiede. So ist die geschätzte Skalenelastizität im Fall der CD-Produktionsfunktion statistisch signifikant und beträgt ca. 1,4. Aus diesem Ergebnis auf steigende Skalenerträge in der ukrainischen Milchverarbeitungsindustrie zu schließen, ist insofern problematisch, als das Konzept der Skalenerträge eine proportionale Ausdehnung des gesamten Faktoreinsatzes voraussetzt. Angesichts der geringen Kapazitätsauslastung der Unternehmen ist hinsichtlich einer Ausdehnung des Faktoreinsatzes jedoch im Wesentlichen an den Einsatz von Rohmilch, nicht aber von Arbeit und Kapital zu denken. Außerdem ist zu berücksichtigen, dass die CD-Funktionsform aufgrund der durchgeführten F-Tests nicht bestätigt wurde. Somit sollte die überraschende Höhe der Skalenelastizität im CD-Modell nicht unabhängig von der

Funktionsform betrachtet werden, die keine negativen Grenzprodukte zulässt.

Ein deutlich von den Schätzergebnissen zur CD-Produktionsfunktion abweichendes Ergebnis ergibt sich dagegen bei der Schätzung der Produktionselastizitäten auf der Grundlage der unrestringierten Translog-Produktionsfunktion. So werden negative Produktionselastizitäten für die Faktoren Arbeit und Kapital ermittelt. Zumindest die negative Produktionselastizität für Arbeit kann wiederum mit der Unterauslastung der Kapazitäten der ukrainischen Molkereien in Verbindung gebracht werden. Die in dieser Studie dargestellten Ergebnisse sind vor dem Hintergrund der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen in der Ukraine zu interpretieren. Die davon ausgehenden Einflüsse können bei der ökonometrischen Schätzung der Produktionsfunktion auf der Basis aggregierter Industriedaten nicht explizit abgebildet werden. Sie schlagen sich jedoch in z.T. „unökonomisch“ erscheinenden Produktionskonstellationen nieder. Deswegen sind insbesondere die Ergebnisse, die mit Hilfe der neoklassischen CD-Produktionsfunktion ermittelt worden sind, mit Vorsicht zu interpretieren, da solcherart „unökonomische“ Konstellationen mit dieser Funktionsform nicht abgebildet werden können.

Dies gilt auch für die Ermittlung der Rate des technischen Fortschritts: Die geschätzte Jahresrate des (Hicks-neutralen) technischen Fortschritts beträgt für die CD-Produktionsfunktion durchschnittlich ca. 2,8 %. Die geschätzte durchschnittliche Rate des technischen Fortschritts ist für die übrigen Modell-Spezifikationen negativ und nimmt im Untersuchungszeitraum je nach Spezifikation Werte zwischen -0,4 % bis -4,6 % pro Jahr an (in Modell I -2,8 %). Hierbei ist jedoch zu bemerken, dass eine negative Rate in den ersten vier Jahren des Untersuchungszeitraums (1996 bis 2000) auftritt und wiederum in Verbindung gebracht werden kann mit der Änderung der gesellschaftlichen und institutionellen Rahmenbedingungen, u.a. der Privatisierung der staatlichen Milchverarbeitungsbetriebe, die im Jahr 1995 begonnen wurde und zum Ende der 90er Jahre abgeschlossen worden ist. Seit 2000 ist dagegen die Rate des technischen Fortschritts in der Milchverarbeitungsindustrie positiv und erreichte im Zeitraum 2000 bis 2003 nach den Ergebnissen zu Modell I einen durchschnittlichen Wert von 2,7 % pro Jahr.

Im Vergleich zu verschiedenen Spezialfällen der Produktionsfunktion erlaubt die unrestringierte Translog-Funktion eine flexiblere Abbildung der Produk-

tionstechnologie. Einer der theoretischen Vorzüge dieses Modells besteht darin, dass es keine Restriktionen auf die Substitutionselastizitäten legt, während z.B. die CD-Funktion von einer Substitutionselastizität von eins ausgeht. Die mit Hilfe der Translog-Produktionsfunktion geschätzten Allenschen (partiellen) Substitutionselastizitäten weisen demgegenüber nur geringe Größenordnungen auf. Dies ist vermutlich vor allem auf die mit der Verwendung von Monatsdaten implizierte kurzfristige Betrachtungsweise zurückzuführen.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse verschiedener Produktionsfunktionen für die ukrainische Milchverarbeitungsindustrie weisen darauf hin, dass die Produktionstechnologie aufgrund der besonderen Situation der Industrie während des Transformationsprozesses nur unzureichend durch eine neoklassische Produktionsfunktion beschrieben werden kann. Im Hinblick auf die Integration von Ergebnissen produktionsökonomischer Studien in weiterführende Analysen, wie z.B. die Analyse von Marktstruktur und Preisbildung, erscheint es deshalb als sinnvoll, die Produktionstechnologie durch eine unrestringierte Translog-Produktionsfunktion abzubilden.

Literatur

- AIVAZIAN, V.A., J.L. CALLEN, M.W. CHAN LUKE und D.C. MOUNTAIN (1987): Economies of Scale Versus Technological Change in the Natural Gas Transmission Industry. In: *The Review of Economics and Statistics* 69 (3): 556-561.
- ALLEN, R.G.D. (1938): *Mathematical Analysis for Economists*. Nachdruck 1962. Macmillan, London etc.
- ANTLE, J.A. und S.M. CAPALBO (1988): An introduction to recent developments in production theory and productivity measurement. In: Capalbo, S.M. und J.A. Antle (eds.): *Agricultural productivity: measurement and explanation*. Resources for the Future, Washington, D.C.: 17-95.
- BAKER, D. und O. PROTCHENKO (1999): Milchproduktion in der Ukraine: Kann das Tal durchschritten werden? In: Von Cramon-Taubadel, S. und L. Striwe (Hrsg.): *Die Transformation der Landwirtschaft in der Ukraine*. Ein weites Feld. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel: 105-132.
- BALL, V.E. und R.G. CHAMBERS (1982): An Economic Analysis of Technology in the Meat Products Industry. In: *American Journal of Agricultural Economics* 64 (4): 699-709.
- BANAIAN, K. (1999): *The Ukrainian Economy since Independence*. Edward Elgar, Cheltenham, Northampton, MA.
- BECKER, H. (1976): *Produktionstheoretische und empirische Analyse des Faktoreinsatzes im Agrarsektor unter besonderer Berücksichtigung der Beziehungen zwischen Bodennutzungspreisen und technischen Fortschritten*. Alfred Strothe Verlag, Hannover.
- BERNDT, E.R. (1991): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. 2nd Edition. Addison-Wesley, Reading, Mass. etc.
- BERNDT, E.R. und L.R. CHRISTENSEN (1973a): The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures, and Labor in U.S. Manufacturing 1929-68. In: *Journal of Econometrics* 1 (1): 81-114.
- (1973b): The Internal Structure of Functional Relationships: Separability, Substitution, and Aggregation. In: *The Review of Economic Studies* 40 (3): 403-410.
- BERNDT, E.R. und D.O. WOOD (1975): Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy. In: *The Review of Economics and Statistics* 57 (3): 259-268.
- BERNDT, E.R. und M.S. KHALED (1979): Parametric Productivity Measurement and Choice Among Flexible Functional Forms. In: *The Journal of Political Economy* 87 (6): 1220-1245.
- BRONSTEIN, I.N. und K.A. SEMENDJAJEW (1981): *Taschenbuch der Mathematik*. Deutsche Ausgabe herausgegeben von E. Zeidler. Teubner-Verlag, Stuttgart, Leipzig, Wiesbaden.
- BRÜMMER, B., T. GLAUBEN und G. THIJSEN (2002): Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries. In: *American Journal of Agricultural Economics* 84 (3): 628-644.
- CAPALBO, S.M. (1988): A Comparison of Econometric Models of U.S. Agricultural Productivity and Aggregate Technology. In: Capalbo, S.M. und J.A. Antle (eds.): *Agricultural productivity: measurement and explanation*. Resources for the Future, Washington, D.C.: 159-188.
- CHAMBERS, R.G. (1988): *Applied production analysis*. A dual approach. Cambridge University Press, Cambridge etc.
- CHRISTENSEN, L.R., JORGENSEN, D.W. und L.J. LAU (1973): Transcendental Logarithmic Production Frontiers. In: *The Review of Economics and Statistics* 55 (1): 28-45.
- CORBO, V. und P. MELLER (1979): The translog production function: some evidence from establishment data. In: *Journal of Econometrics* 10 (2): 193-199.
- DENNY, M. und M. FUSS (1977): The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates. In: *The American Economic Review* 67 (3): 404-418.
- DEUTSCHE BERATERGRUPPE WIRTSCHAFT BEI DER UKRAINISCHEN REGIERUNG (1999): *Die nächsten 1000 Tage: Wirtschaftspolitischer Leitfaden für die Ukraine*. Institute for Economic Research and Policy Consulting, Kyiv.
- (2003): *Development of Domestic Markets in Ukraine Welfare through Competition*. Institute for Economic Research and Policy Consulting, Kyiv.
- DIEWERT, W.E. (1971): An Application of the Shephard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. In: *The Journal of Political Economy* 79 (3): 481-507.
- FIELD, E.B. (1988): Translog Production Function Approach. In: *The American Economic Review* 78 (3): 543-549.
- FRASER INSTITUTE (2005): *Economic Freedom of the World 2005*. In: Gwartney, J., R. Lawson und E. Gartzke (eds.): *Annual Report*. Fraser Institute, Vancouver, B.C.
- FUSS, M., D. MCFADDEN und Y. MUNDLAK (1978): A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production. In: Fuss, M. und D. McFadden (eds.): *Pro-*

- duction Economics: A Dual Approach to Theory and Applications. Vol. 1. North-Holland, Amsterdam, New York, Oxford: 219-268.
- GREENE, W.H. (1993): *Econometric analysis*. 2nd Edition. Macmillan, New York etc.
- (2003): *Econometric analysis*. 5th Edition. Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey.
- HANSEN, G. (1993): *Quantitative Wirtschaftsforschung*. Franz Vahlen Verlag, München.
- HENDERSON, J.M. und R.E. QUANDT (1983): *Mikroökonomische Theorie: Eine mathematische Darstellung*. 5. Auflage. Franz Vahlen Verlag, München.
- HILDENBRAND, W. (1981): Short-Run Production Functions Based on Microdata. In: *Econometrica* 49 (5): 1095-1125.
- HOFF, A. (2002): The Translog Approximation of the Constant Elasticity of Substitution Production Function with more than two Input Variables. Working Paper No. 14. Danish Research Institute for Food Economics, Frederiksberg, Denmark, DK.
- HUANG, C.J. und P.S. CROKKE (1999): *Mathematics and Mathematica for Economists*. Blackwell Publishers, Malden, Mass. usw.
- HUMPHREY, D.B. und J.R. MORONEY (1975): Substitution among Capital, Labor, and Natural Resource Products in American Manufacturing. In: *The Journal of Political Economy* 83 (1): 57-82.
- KIM, H.Y. (1992): The Translog Production Function and Variable Returns to Scale. In: *The Review of Economics and Statistics* 74 (3): 546-552.
- KORTMANN, W. (2002): *Mikroökonomik: Anwendungsbezogene Grundlagen*. 3. Auflage. Physica-Verlag, Berlin, Heidelberg usw.
- LINDE, R. (1988): *Produktion II: Produktionsfunktionen*. In: Albers, W. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften*. Bd. 6. Fischer, Stuttgart, New York; Mohr, Tübingen; Vandenhoeck u. Ruprecht, Göttingen, Zürich: 276-295.
- MAY, J.D. und M. DENNY (1979): Factor-Augmenting Technical Progress and Productivity in U.S. Manufacturing. In: *International Economic Review* 20 (3): 759-774.
- MOUNTAIN, D.C. (1986): Economics of Scale Versus Technological Change: An Aggregate Product Function for Switzerland. In: *The Review of Economics and Statistics* 68 (4): 707-711.
- NADIRI, I. (1982): Producer Theory. In: Arrow, K.J. und M.D. Intriligator (eds.): *Handbook of Mathematical Economics* 2. Elsevier Science B.V., Amsterdam etc.: 431-490.
- PEREKHOZHUK, O. (2007): Marktstruktur und Preisbildung auf dem ukrainischen Markt für Rohmilch. In: *Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe* 41. IAMO, Halle (Saale).
- SATO, R. und T. KOIZUMI (1973): On the Elasticities of Substitution and Complementarity. In: *Oxford Economic Papers* 25 (1): 44-56.
- SCHUMANN, J. (1992): *Grundzüge der mikroökonomischen Theorie*. 6. Auflage. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York usw.
- SHAZAM (2004): *Econometrics Software. User's Reference Manual*. Version 10. Northwest Econometrics, Vancouver, B.C.
- SHUMWAY, C.R. (1995): Recent Duality Contributions in Production Economics. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 20 (1): 178-194.
- STOBBE, A. (1991): *Mikroökonomik*. 2. Auflage. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg usw.
- SYRQUIN, M. und G. HOLLENDER (1982): Elasticities of Substitution and Complementarity: The General Case. In: *Oxford economic papers* 34 (3): 515-519.
- TERRELL, K. (1993): Technical Change and Factor Bias in Polish Industry (1962-1983). In: *The Review of Economics and Statistics* 75 (4): 741-747.
- VERBEEK, M. (2000): *A guide to modern econometrics*. John Wiley & Sons, New York etc.
- WHITESSELL, R.S. (1985): The Influence of Central Planning on the Economic Slowdown in the Soviet Union and Eastern Europe: A Comparative Production Function Analysis. In: *Economica* 52 (206): 235-244.
- WIED-NEBELING, S. und H. SCHOTT (1998): *Grundlagen der Mikroökonomik*. Springer-Verlag, Berlin.

Kontaktautor:

DR. OLEKSANDR PEREKHOZHUK

Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in
Mittel- und Osteuropa (IAMO)

Theodor-Lieser-Str. 2, 06120 Halle (Saale)

E-Mail: perekhozhuk@iamo.de