



*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](mailto: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.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

# Beurteilung der technischen Effizienz der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer anhand parametrischer und nicht-parametrischer Analyseverfahren

## Assessing the technical efficiency of agriculture in the EU accession countries using parametric and non-parametric techniques

Tammo Francksen und Uwe Latacz-Lohmann

Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

### Zusammenfassung

In diesem Beitrag wird die Effizienz der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer mit Hilfe der Data Envelopment Analysis und der Stochastic Frontier Analysis für den Zeitraum 1998 bis 2001 untersucht. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer sowohl technisch ineffizient als auch skalenineffizient sind. Die Analyse der Veränderung der totalen Faktorproduktivitäten weist auf eine mangelnde Umsetzung technischen Fortschritts sowie eine Verminderung der individuellen Leistungsfähigkeit der landwirtschaftlichen Betriebe und Unternehmen und damit auf eine ineffizienter werdende Ausnutzung der vorhandenen Technologien und Ressourcen im Zeitablauf hin.

### Schlüsselwörter

Central and Eastern European Countries (CEECs); agriculture; technical efficiency; scale efficiency; data envelopment analysis; stochastic frontier analysis; productivity growth

### Abstract

This paper employs Data Envelopment Analysis and Stochastic Frontier Analysis to examine the technical efficiency of the agricultural sectors of the Central and Eastern European accession Countries (CEECs) during the period 1998-2001. The results indicate that the agricultural sectors of many accession countries are both technically inefficient and scale-inefficient. The analysis of changes in total factor productivity suggests slow rates of adoption of technical progress, declining technical efficiency of agricultural enterprises and, as a result, less efficient use of existing technologies and resources during the considered time period.

### Key words

mittel- und osteuropäische Länder; Agrarsektoren; technische Effizienz; Skaleneffizienz; Data Envelopment Analysis; Stochastische Frontier Analyse; Produktivitätswachstum

## 1. Einleitung

Der EU-Beitritt stellt die mittel- und osteuropäischen Staaten vor die Herausforderung, die Produktivität und Effizienz ihrer Agrarsektoren und der in ihnen ablaufenden Produktionsprozesse zu steigern. Für einen zügigen und erfolgreichen Anpassungsprozess der osteuropäischen Landwirtschaft ist es daher von zentraler Bedeutung, Ineffizienzen in den landwirtschaftlichen Produktionsprozessen aufzudecken, deren Ursachen zu bestimmen und Strategien für einen erfolgreichen Anpassungsprozess zu formulieren.

Ziel dieses Beitrags ist es, anhand parametrischer und nicht-parametrischer Analysemethoden Effizienzvergleiche zwischen den Agrarsektoren der alten EU-Mitgliedsstaaten und denen der zum 1. Mai 2004 der EU beigetretenen mittel- und osteuropäischen Staaten (nachfolgend Beitrittsländer genannt) durchzuführen. Die Auswertung und Interpretation der Ergebnisse erlaubt Rückschlüsse auf Ursachen festgestellter Ineffizienzen und offenbart somit Handlungsbedarf für private wie auch öffentliche Entscheidungsträger in den Beitrittsländern.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 werden die methodischen Grundlagen der zur Anwendung kommenden Verfahren der Effizienzmessung erläutert. Abschnitt 3 beschreibt die Datengrundlage sowie die Input- und Outputvariablen, welche in die Effizienzanalyse einfließen. Die Darstellung der Ergebnisse erfolgt in Abschnitt 4. Abschnitt 5 befasst sich mit der Bestimmung von Ursachen für festgestellte Ineffizienzen der mittel- und osteuropäischen Landwirtschaftssektoren. Der Beitrag endet mit einer kurzen Zusammenfassung der Ergebnisse.

## 2. Methodik

Grundsätzlich wird im Hinblick auf den Begriff der Effizienz zwischen technischer und allokativer Effizienz unterschieden. Während sich die technische Effizienz auf die Vermeidung der Verschwendung von Ressourcen in der Produktion bezieht, wird bei der Ermittlung der allokativen Effizienz untersucht, ob angesichts herrschender Preise und bestehender Produktionstechnologie eine optimale Kombination von Inputs und Outputs erzielt wurde. Der in diesem Beitrag verwendete Effizienzbegriff zielt auf die Beschreibung der technischen Effizienz der zu untersuchenden Agrarsektoren ab.

In der Literatur finden sich unterschiedliche Ansätze zur Messung von technischer Effizienz. Diese beruhen auf der Schätzung von Produktionsfrontiers, die den „effizienten Rand der Technik“ repräsentieren. Mit der „Data Envelopment Analysis“ (DEA) und der „Stochastischen Frontier Analyse“ (SFA) finden in diesem Beitrag sowohl ein nicht-parametrisches (DEA) als auch ein parametrisches (SFA) Verfahren der Effizienzanalyse Anwendung. Vorteil der DEA gegenüber dem parametrischen Ansatz ist, dass weder a priori eine bestimmte Form der Produktionsfunktion unterstellt werden muss, noch regressionsanalytische Ver-

fahren anzuwenden sind. Stattdessen wird mit Hilfe der Linearen Programmierung eine Produktionsfrontier bestimmt, welche von den effizienten Vergleichseinheiten gebildet wird. Da es sich bei der DEA jedoch um ein deterministisches Analyseverfahren handelt, werden alle Abweichungen von der Frontier als Ineffizienzen interpretiert. Es wird somit keine Rücksicht auf eventuelle stochastische Einflüsse genommen, welche die Produktionsprozesse der Vergleichseinheiten in unterschiedlicher Weise beeinflussen. Die SFA als stochastisches Analyseverfahren hingegen integriert in die Produktionsfunktion eine Störvariable für zufällige Einflüsse und eventuelle Messfehler bei der Datenerfassung. So wird der maximal mögliche Output nicht mehr nur allein durch die Produktionsfaktoren bestimmt, sondern unterliegt zusätzlich zufallsbedingten Einflüssen. Da es sich bei der SFA aber um ein parametrisches Verfahren handelt, weist diese Analyseverfahren wiederum den Nachteil auf, dass vorab ein funktionaler Zusammenhang zwischen Inputs und Outputs angenommen werden muss sowie Annahmen über die Verteilung des stochastischen Fehlers und der Ineffizienzen getroffen werden müssen. Ein weit verbreiteter Kritikpunkt dabei ist, dass es a priori keine Rechtfertigung für die Wahl irgendeiner Verteilungsannahme gibt (COELLI et al., 1998).

## 2.1 Data Envelopment Analysis (DEA)

Bei der DEA bildet die mit Hilfe der Linearen Programmierung bestimmte Produktionsfrontier eine „Umhüllende“ um die Beobachtungswerte. Produktionseinheiten, deren Beobachtungswerte auf der Frontier liegen, wird ein Effizienzwert von Eins (bzw. 100 %) zugeordnet. Der Effizienzwert aller technisch ineffizienten Produktionseinheiten lässt sich jeweils über ihren Abstand zur Frontier ermitteln, wobei die Effizienz immer im Vergleich zu den Einheiten gemessen wird, welche die nächstliegende Position auf der Produktionsrandfunktion einnehmen. Damit wird die Effizienz jeder Vergleichseinheit immer im Verhältnis zu den Produzenten gemessen, die bezogen auf den Datensatz die ähnlichste Produktionsstruktur aufweisen (COELLI et al., 1998; PLEBMANN, 2000; THANASSOULIS, 2001; RAY, 2004). Der Abstand einer ineffizienten Produktionseinheit zur Frontier kann dabei in verschiedene Richtungen gemessen werden. Je nach Betrachtungsrichtung wird zwischen input- und outputorientierten Effizienzmaßen einerseits sowie unorientierten Effizienzmaßen andererseits unterschieden (ALLEN, 2002). Dabei kann die technische Effizienz einer Vergleichseinheit sowohl gegen eine Frontier mit konstanten Skalenerträgen, wie auch gegen eine Frontier mit variablen Skalenerträgen gemessen werden.

Die Berechnung der Effizienzwerte der zu untersuchenden Agrarsektoren wird in diesem Beitrag anhand des inputorientierten Ansatzes durchgeführt. Dieser Ansatz ermittelt, wie viel Ressourcen ein Landwirtschaftssektor zur Produktion des bestehenden Outputniveaus weniger einzusetzen bräuchte, wenn die Agrarproduktion technisch effizient wäre. Ausgehend von der Annahme, dass die landwirtschaftlichen Produktionsprozesse durch variable Skalenerträge gekennzeichnet sind, nimmt die so genannte Envelopment Form des inputorientierten BCC-Modells<sup>1</sup> der DEA die folgende Form an (THANASSOULIS, 2001;

ODENING und LISSITSA, 2001; RAY 2004):

$$(1) \quad \min_{\Theta, \lambda, s^+, s^-} z^k = \Theta^k - \varepsilon \left( \sum_{j=1}^r s_j^+ + \sum_{i=1}^m s_i^- \right)$$

unter den Nebenbedingungen:

$$-y_j^k + \sum_{p=1}^n y_j^p \lambda^p - s_j^+ = 0 \quad (j=1, \dots, r)$$

$$\Theta^k x_i^k - \sum_{p=1}^n x_i^p \lambda^p - s_i^- = 0 \quad (i=1, \dots, m)$$

$$\sum_{p=1}^n \lambda^p = 1 \quad (p=1, \dots, k, \dots, n)$$

$$\lambda^p, s_i^-, s_j^+ \geq 0$$

Ausgangsüberlegung der DEA ist es, für jeden in die Effizienzanalyse einbezogenen Agrarsektor  $p$  ( $p=1, \dots, k, \dots, n$ ) einen Effizienzwert zu ermitteln. In dem Gleichungssystem der oben genannten Modellformulierung, welches für jede Vergleichseinheit zu lösen ist, stellt der Parameter  $\Theta^k$  einen Skalar zwischen 0 und 1 dar, der das Effizienzmaß des betrachteten Agrarsektors  $k$  wiedergibt. Die Zielfunktion der Modellformulierung minimiert das Ausmaß<sup>2</sup>, um das die im Produktionsprozess eingesetzten Inputfaktoren  $x_i$  ( $i=1, \dots, m$ ) bei gleich bleibender Outputleistung  $y_j$  ( $j=1, \dots, r$ ) proportional reduziert werden müssten, wollte die betrachtete Produktionseinheit technisch effizient produzieren. Als effizient werden demnach all jene Einheiten ausgewiesen, deren Inputeinsatz nicht reduziert werden muss, damit der von ihnen realisierte Produktionspunkt auf der Frontier zu liegen kommt. Weitere Variablen des aufgestellten Modells sind die Skalenniveaufaktoren  $\lambda^p$  (für  $p=1, \dots, k, \dots, n$ ), anhand derer diejenigen (effizienten) Agrarsektoren aus der Vergleichsmenge identifiziert werden, die für einen betrachteten ineffizienten Landwirtschaftssektor als Benchmark dienen. Aus einer Linearkombination dieser die Benchmark bildenden Agrarsektoren wird schließlich für jeden ineffizienten Agrarsektor ein Referenzpunkt auf der Frontier bestimmt. Dieser Referenzpunkt, auf den die ineffiziente Vergleichseinheit projiziert wird, kann einer realen oder virtuellen Produktionseinheit entsprechen. Die optimale Lösung bei Annahme variabler Skalenerträge ist entsprechend einer der Nebenbedingungen der primalen Formulierung (1) nur dann gegeben, wenn die Summe der Skalenniveaufaktoren gleich Eins ist. Diese Nebenbedingung wird auch als „Konvexitätsbedingung“ bezeichnet, da sie eine konvexe Technologie implementiert und somit unterstellt, dass jede Produktion realisierbar ist, die anteilig aus zwei oder mehreren Vergleichseinheiten gebildet werden kann, wobei sich die Anteile dieser Produktionseinheiten zu Eins addieren (ALLEN, 2002). Wird die Konvexitätsbedingung aufgehoben, so wird die technische Effizienz von Produktionsprozessen unter der Annahme konstanter Skalenerträge ermittelt. Aus dem Quotienten dieser beiden Effizienzwerte errechnet sich die Skaleneffi-

<sup>1</sup> Benannt nach den Autoren Banker, Charnes, Cooper (1984)

<sup>2</sup> Der Wert  $(1-\Theta^k)$  gibt an, um welches Ausmaß der Inputeinsatz proportional reduziert werden muss.

zienz des jeweiligen Agrarsektors, aus der sich wichtige ökonomische Schlussfolgerungen ziehen lassen (CHARNES et al., 1994; COOPER et al., 2000; COELLI et al., 1998; THANASSOULIS, 2001). Um auch die Identifizierung nur schwach effizienter Produktionseinheiten zu gewährleisten, werden Input- ( $s_i^-$ ) und Output-Schlupfvariablen<sup>3</sup> ( $s_j^+$ ) in das Modell aufgenommen, so dass verbleibendes Ressourceneinsparpotenzial beim Einsatz von Produktionsfaktoren berücksichtigt wird.<sup>4</sup> Die Einführung einer (infinitesimalen) Konstanten  $\varepsilon$  in die Zielfunktion ermöglicht es zwar, dass schwach effizienten Vergleichseinheiten ein Effizienzwert von 100 % zugewiesen wird, verhindert jedoch gleichzeitig, dass diese Einheiten als Referenzeinheiten auf sich selbst abgebildet werden. Ein Agrarsektor wird in diesem DEA-Modell demnach nur dann als technisch effizient ausgewiesen, wenn ihm ein Effizienzwert von 100% zugeordnet wird und er gleichzeitig auf der Produktionsfrontier „auf sich selbst abgebildet wird“ (DYCKHOFF und GILLES, 2002).

## 2.2 Stochastische Frontier Analyse (SFA)

Die Stochastische Frontier Analyse wurde gleichzeitig von AIGNER, LOVELL und SCHMIDT (1977) sowie von MEEUSEN und VAN DEN BROECK (1977) entwickelt. Bei diesem stochastischen Frontieransatz werden die Abweichungen der beobachteten Werte von der Produktionsfrontier nicht ausschließlich als Ineffizienzen interpretiert, sondern es werden neben der Ineffizienz auch unsystematische (zufällig bedingte) Abweichungen berücksichtigt. Damit wird bei der Analyse der Effizienzwerte gewährleistet, dass weder zufallsbedingte Schwankungen in der Produktion, hervorgerufen durch externe Einflüsse auf die Produktionsprozesse, noch eventuelle Messfehler bei der Datenerfassung als Ineffizienzen gemessen und interpretiert werden.

Der erste Schritt einer jeden parametrischen Effizienzanalyse besteht in der Auswahl einer Produktions-, Kosten-, Erlös- oder Gewinnfunktion. In diesem Beitrag wird unterstellt, dass sich die Produktionstechnologie der untersuchten Agrarsektoren durch eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion abbilden lässt.

Die Schätzfunktion des angewandten empirischen Modells der SFA (*Time-varying Inefficiency Model*) lässt sich vereinfacht wie folgt darstellen<sup>5</sup> (BATTESE und COELLI, 1992; COELLI et al., 1998):

$$(2) \quad Y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei  $Y_{it}$  den (logarithmierten) Output der  $i$ -ten Vergleichseinheit ( $i = 1, \dots, N$ ) in der  $t$ -ten Zeitperiode ( $t = 1, \dots, T$ ) wiedergibt und  $x_{it}$  einen  $(1 \times K)$  Vektor repräsentiert, der die (logarithmierten) Werte der Inputvariablen der  $i$ -ten Beobachtung in der  $t$ -ten Periode beschreibt. Der Vektor der zu schätzenden Produktionskoeffizienten wird mit  $\beta$  bezeichnet. Der Term  $v_{it} - u_{it}$  stellt einen aus zwei Fehlerquellen zusammengesetzten Störterm dar. Dabei ist  $v_{it}$  eine Zufallsvariable, welche die stochastischen Abweichungen bzw. das so genannte „weiße Rauschen“ sowie eventuelle Messfehler bei der Datenerfassung repräsentiert. Es wird angenommen, dass die Werte dieser Zufallsvariablen normalverteilt sind mit dem Erwartungswert Null und der unbekannten Varianz  $\sigma_v^2$  [ $N(0, \sigma_v^2)$ ]. Die Variable  $u_{it}$  repräsentiert die systematischen Abweichungen von der Produktionsfrontier, die auf technische Ineffizienz zurückzuführen sind. Für die Variable  $u_{it}$  gilt:

$$(3) \quad u_{it} = \{\exp[-\eta(t-T)]\} u_i \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

Dabei wird für die Werte der Zufallsvariablen  $u_i$  eine gestutzte Normalverteilung unterstellt [ $N(\mu, \sigma_u^2)$ ] (BATTESE und COELLI, 1992; COELLI et al., 1998).  $\eta$  stellt einen zu schätzenden Parameter dar, welcher die durchschnittliche Veränderung der Ineffizienzwerte im Zeitablauf wiedergibt. Modellgleichung (3) nach gilt in Zeitperiode  $T$ <sup>6</sup> für die  $i$ -te Vergleichseinheit  $u_{iT} = u_i$ , da die Exponentialfunktion  $\exp[-\eta(t-T)]$  den Wert Eins annimmt, wenn  $t = T$ . Der Wert der Zufallsvariable  $u_i$  gibt somit die systematische Abweichung von der Produktionsfrontier wieder, welche auf technische Ineffizienz der Vergleichseinheit  $i$  in der letzten Zeitperiode  $T$  des Paneldatensatzes zurückzuführen ist. Die Ineffizienzeffekte  $u_{it}$  aller früheren Zeitperioden errechnen sich jeweils aus dem Produkt der systematischen Abweichungen von der Produktionsfrontier in Zeitperiode  $T$  und dem Wert der Exponentialfunktion,  $\exp[-\eta(t-T)]$ .

Um Aussagen über die stochastischen Effizienzmaße treffen zu können, ist eine Quantifizierung der systematischen Komponente ( $u_{it}$ ) erforderlich. Die technische Effizienz ( $TE_{it}$ ) der beobachteten Vergleichseinheit  $i$  errechnet sich letztendlich aus:

$$(4) \quad TE_{it} = \exp(-u_{it})$$

Die Parameter der stochastischen Produktionsfunktion werden unter Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt.

<sup>3</sup> Schlupfvariablen werden auch als Input- und Output-Slacks bezeichnet.

<sup>4</sup> Eine Produktionseinheit wird als „schwach effizient“ bezeichnet, wenn es möglich ist, den Einsatz eines oder mehrerer Produktionsfaktoren zu reduzieren, ohne dass sich die Höhe des Outputs ändern würde. Die Menge des Produktionsfaktors  $x_l$ , welche sich ceteris paribus ohne Auswirkungen auf das Outputniveau einsparen ließe, bezeichnet man als Inputslack der Variable  $x_l$ .

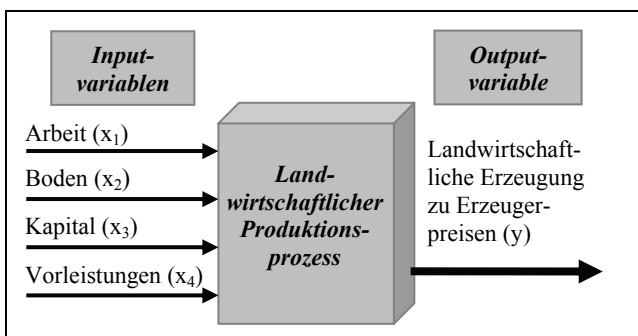
<sup>5</sup> Die Darstellung der Methode der Stochastischen Frontier Analyse erhebt im Folgenden keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Sie soll vielmehr in aller Kürze das in diesem Beitrag zur Anwendung kommende Modell verdeutlichen. Auf weiterführende Literatur wird an entsprechender Stelle hingewiesen.

<sup>6</sup>  $T$  stellt die letzte im Paneldatensatz betrachtete Zeitperiode dar.

### 3. Datengrundlage

Bei der Auswahl der in die Analyse einfließenden Input- und Outputvariablen ist zu beachten, dass alle Ressourcen erfasst werden, die einen signifikanten Einfluss auf das Produktionsergebnis haben. Dementsprechend sind als Outputvariablen auch all diejenigen Produktionsergebnisse zu berücksichtigen, welche die erbrachten Produktionsleistungen vollständig und in sinnvoller Weise widerspiegeln. Grundsätzlich ist sowohl die DEA als auch die SFA in der Lage, die Effizienz von Prozessen mit heterogenen Inputs und Outputs zu analysieren und einen Effizienzwert für jede Vergleichseinheit zu bestimmen. Da aber jede zusätzlich in die Modellformulierung aufgenommene Input- oder Outputvariable dem effizienten Produktionsmöglichkeitenraum eine weitere Dimension hinzufügt, erhöht sich i.d.R. auch die Anzahl der effizienten Untersuchungsobjekte drastisch. Daraus folgt, dass eine bestimmte Relation zwischen Beobachtungsumfang und Variablenanzahl nicht unterschritten werden sollte. Wünschenswert ist also eine möglichst geringe Anzahl von Input- und Outputvariablen im Verhältnis zur Anzahl der in die Analyse eingehenden Vergleichseinheiten (DYSON et al., 1990; KLEINE, 2002; DYCKHOFF und GILLES, 2002; ALLEN, 2002). Aufbauend auf diesen Überlegungen werden die in Abbildung 1 schematisch dargestellten Input- und Outputvariablen in die Analyse einbezogen.

**Abbildung 1. Variablen der Effizienzanalyse**



Quelle: in Anlehnung an ODENING und LISSITSA, 2001: 11

Die Variable *landwirtschaftliche Erzeugung zu Erzeugerpreisen* als Maß für das Produktionsergebnis eines Agrarsektors errechnet sich aus der Summe der jeweils zu Erzeugerpreisen bewerteten pflanzlichen und tierischen Erzeugung, die von landwirtschaftlichen Einheiten verkauft, in landwirtschaftlichen Betrieben gelagert oder von landwirtschaftlichen Erzeugern zur Weiterverarbeitung eingesetzt wird, zuzüglich der Erzeugung landwirtschaftlicher Dienstleistungen. Sie umfasst weiterhin den betrieblichen Eigenverbrauch an pflanzlichen Erzeugnissen als Viehfutter sowie den Eigenverbrauch sonstiger erstellter landwirtschaftlicher Güter und Produkte.

Auf der Inputseite werden als Variablen die Faktoren Arbeit ( $x_1$ ), Boden ( $x_2$ ), Kapital ( $x_3$ ) und Vorleistungen ( $x_4$ ) erfasst. Der Arbeitseinsatz wird in Jahresarbeitseinheiten (JAE) gemessen, um der in der Landwirtschaft weit verbreiteten Teilzeit- und Saisonarbeit Rechnung zu tragen. Eine JAE entspricht dabei der in Arbeitszeit gemessenen Arbeitsleistung einer Person, die ganztätig und während eines ganzen Jahres mit landwirtschaftlichen Arbeiten für einen

Betrieb beschäftigt ist (EUROSTAT, 2002a). Die Variable *Arbeit* umfasst letztendlich die Summe aller innerhalb eines Agrarsektors geleisteten Jahresarbeitseinheiten. Die Inputvariable *Boden* umfasst die landwirtschaftlich genutzte Fläche (LF). In der Inputvariable *Vorleistungen* sind die Positionen Saatgut, Pflanzenschutz, Dünge- und Bodenverbesserungsmittel, Futtermittel, Medikamente, Treib- und Schmierstoffe, Wasser, Energie und Dienstleistungen zusammengefasst. Diese Größen werden in monetären Einheiten ausgedrückt, wobei die der Analyse zu Grunde liegende Sekundärstatistik für die betrachteten Agrarsektoren bereits eine einheitliche Währung (€) ausweist, so dass eine Berechnung dieser Größen aus den verschiedenen Landeswährungen nicht mehr erfolgen muss. Neben den zuvor genannten Vorleistungen, welche innerhalb einer Wirtschaftsperiode eingesetzt und/oder verbraucht werden, wird auch jener Faktoreinsatz berücksichtigt, der sich auf einen längeren Zeitraum als *eine* Wirtschaftsperiode erstreckt. Dies betrifft vor allem den Kapitaleinsatz für Gebäuden und Maschinen. Hierbei wird nur der Anteil des Kapitals, der auf *eine* Wirtschaftsperiode entfällt, in Form der jeweiligen Abschreibungen berücksichtigt. Die Verwendung der Abschreibungen als Proxy-Variable für den Kapitaleinsatz ist jedoch mitunter nicht unproblematisch. So kann es insbesondere dann zu Verzerrungen in den Effizienzwerten kommen, wenn die tatsächliche und die buchhalterische Nutzungsdauer langlebiger Produktionsfaktoren voneinander abweichen (vgl. ODENING und LISSITSA, 2001).

Bei der Interpretation der Ergebnisse der Effizienzanalyse ist auch zu beachten, dass die oben spezifizierten Inputvariablen Unterschiede in der Qualität der eingesetzten Produktionsfaktoren, insbesondere von Arbeit, Boden und Vorleistungen, bei einem internationalen Vergleich nicht widerspiegeln können. Auch ist bei der Interpretation eventueller Effizienzunterschiede zu berücksichtigen, dass es sich bei den analysierten Agrarsektoren um relativ heterogene Vergleichseinheiten handelt, deren Agrarproduktion unterschiedlich stark durch die Effekte externer Faktoren, wie bspw. den klimatischen oder institutionellen Rahmenbedingungen, beeinflusst wird.

Da bei der Berechnung der technischen Effizienz zu gewährleisten ist, dass bei den insgesamt fünf definierten Input- und Outputvariablen (Abbildung 1), eine ausreichend große Anzahl an Vergleichseinheiten in die Effizienzanalyse eingeht, werden neben den zu untersuchenden Agrarsektoren der acht mittel- und osteuropäischen EU-Beitrittsländer<sup>7</sup> auch die Landwirtschaftssektoren der bisherigen EU-Mitgliedsstaaten in die Analyse einbezogen. Darüber hinaus werden als zusätzliche Vergleichseinheiten die Agrarsektoren der deutschen Bundesländer, mit Ausnahme derjenigen der Stadtstaaten, in die Beobachtungsmenge aufgenommen. Aufgrund der Berücksichtigung der deutschen Bundesländer als separate Vergleichseinheiten wird der gesamtdeutsche Agrarsektor auf Bundesebene nicht mit in die Analyse einbezogen. Für die Anwendung der Effizienzanalyseverfahren steht somit ein Beobachtungsumfang von insgesamt 35 Agrarsektoren zur Verfügung.

Die empirischen Produktivitäts- und Effizienzanalysen basieren auf Paneldaten der Jahre 1998 bis 2002. Daten-

<sup>7</sup> Estland, Lettland, Litauen, Polen, Slowakei, Slowenien, Tschechien und Ungarn.

grundlage bilden die von EUROSTAT veröffentlichten Landwirtschaftlichen Gesamtrechnungen dieser Jahre für die EU-Mitgliedsstaaten und die Beitrittsländer. Auf Ebene der deutschen Bundesländer werden entsprechende Statistiken des STATISTISCHEN BUNDESAMTES sowie der STATISTISCHEN LANDESÄMTER herangezogen.

Um intertemporale Produktivitätsvergleiche zwischen den Agrarsektoren zu ermöglichen, fließen inflationsbereinigte Größen der in monetären Einheiten gemessenen Input- und Outputvariablen in die Effizienzanalyse ein.

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Analyse der technischen Effizienz unter Anwendung der DEA

Tabelle 1 zeigt die für das Jahr 2001 berechneten Effizienzwerte. Diese wurden sowohl unter der Modellannahme konstanter (KSE) als auch variabler Skalenerträge (VSE) berechnet. Die technische Effizienz der Agrarsektoren der Beitrittsländer beträgt bei Annahme konstanter Skalenerträge im Durchschnitt 64,9 %, bei Annahme variabler Skalenerträge hingegen 74,6 %. Die entsprechenden Effizienzwerte für die Agrarsektoren der (alten) EU-Mitgliedsstaaten betragen 84,6 % bzw. 86,6 %.<sup>8</sup> Die Landwirtschaftssektoren der EU-Beitrittsländer sind somit bei Annahme konstanter Skalenerträge ca. 20%-Punkte weniger effizient als die der (alten) EU-Staaten. Werden variable Skalenerträge unterstellt, so weist die Gruppe der Beitrittsländer einen um 12,0 %-Punkte niedrigeren Effizienzwert auf als die EU-Mitgliedsländer.<sup>9</sup>

Weiterhin sind die Landwirtschaftssektoren der Beitrittsländer im Vergleich zu denen der EU-Staaten im Durchschnitt wesentlich skaleneffizienter (Tabelle 2). Die niedrigsten Skaleneffizienzwerte weisen dabei die Länder Litauen (75,6 %), Estland (75,8 %) und Polen (80,3 %) auf. Je geringer die Skaleneffizienz einer Organisationseinheit, desto ungünstiger ist der Einfluss der Skalengröße dieser Einheit auf die Produktivität der in ihr ablaufenden Produktionsprozesse (THANASSOULIS, 2001). Die Analyse des Skalenertragsverhaltens<sup>10</sup> führt zu dem interessanten Ergebnis, dass sich mit Ausnahme von Polen alle untersuchten Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer im Bereich zunehmender Skalenerträge befinden. Einzig der Landwirtschaftssektor Polens weist abnehmende Skalenerträge auf (Tabelle 2).

Eine Vergleichseinheit, die unter zunehmenden Skalenerträgen wirtschaftet, kann ihre Durchschnittsproduktivität steigern, indem sie ihre Skalengröße erhöht. Dies ist darauf zurückzuführen, dass eine proportionale Steigerung der eingesetzten Inputfaktoren zu einer überproportionalen Steigerung der Outputmenge führt, solange die betrachtete Produktionseinheit ihre skaleneffiziente Größe noch nicht erreicht hat. Genauso kann eine Vergleichseinheit, die unter abnehmenden Skalenerträgen wirtschaftet, ihre Durchschnittsproduktivität erhöhen, indem sie ihre Skalengröße verringert. Nur die Produktivität derjenigen Vergleichseinheiten, deren Produktionsprozesse durch konstante Skalenerträge gekennzeichnet sind, bleibt von einer geringfügigen Veränderung der Skalengröße unberührt (THANASSOULIS, 2001).

Die in Tabelle 2 dargestellten Ergebnisse deuten darauf hin, dass die oft beschworene Ineffizienz der Agrarsektoren der mittel- und osteuropäischen EU-Beitrittsländer mit Ausnahme Polens auf ungenutzte Skaleneffekte zurückzuführen ist, denn zunehmende Skalenerträge in der Produktion sind ein Hinweis darauf, dass der Umfang der im Produktionsprozess eingesetzten Faktoren sowie der damit produzierten Güter und Dienstleistungen zu gering ist. Demzufolge könnten die betroffenen Beitrittsländer durch Ausdehnung des Einsatzes der Produktionsfaktoren eine überproportionale Zunahme der landwirtschaftlichen Erzeugung verwirklichen und damit das Wertverhältnis zwischen den produzierten Gütern und Dienstleistungen und den eingesetzten Produktionsfaktoren steigern. Diese Aussage ist allerdings mit gebotener Vorsicht zu interpretieren, da grundsätzlich nicht unbedingt gefolgert werden kann, dass die Skalengröße bzw. das Ausmaß der landwirtschaftlichen

**Tabelle 1. DEA-Effizienzwerte der Agrarsektoren der EU-Staaten und der Beitrittsländer des Jahres 2001 (Angaben in %)**

EU-Staaten	KSE-Effizienz	VSE-Effizienz	MOE-Länder	KSE-Effizienz	VSE-Effizienz
Belgien	100,00	100,00	Estland	56,39	74,44
Dänemark	100,00	100,00	Lettland	65,05	86,02
Finnland	57,46	57,97	Litauen	63,94	72,34
Frankreich	87,76	100,00	Polen	72,40	90,19
Griechenland	100,00	100,00	Slowakei	52,19	55,60
Großbritannien	76,99	76,99	Slowenien	59,12	65,42
Irland	77,69	78,26	Tschechien	75,16	76,64
Italien	100,00	100,00	Ungarn	75,21	76,16
Luxemburg	85,33	99,79			
Niederlande	100,00	100,00			
Österreich	66,55	66,57			
Portugal	61,94	62,31			
Schweden	70,29	70,73			
Spanien	100,00	100,00			
Ø EU-Staaten (ohne Deutschland)	84,57	86,62	Ø MOE-Länder	64,93	74,60
Ø Bundesländer	89,23	91,70	Ø Gesamt (n = 35)	81,81	85,76
Ø Gesamt (n = 35)	81,81	85,76			

Quelle: eigene Darstellung

<sup>8</sup> Für die Agrarsektoren der Bundesländer werden im Durchschnitt Effizienzwerte von 89,2 % (KSE) und 91,7 % (VSE) berechnet.

<sup>9</sup> Als Benchmarks für die Agrarsektoren der MOE-Länder werden den Ergebnissen der DEA nach hauptsächlich die Agrarsektoren der Niederlande, Belgiens und des Saarlands identifiziert.

<sup>10</sup> Die Ermittlung des Skalenertragsverhalten erfolgte unter Anwendung der sog. Multiplikator-Form des inputorientierten BCC-Modells der DEA (siehe hierzu bspw. THANASSOULIS, 2001: 136ff.).



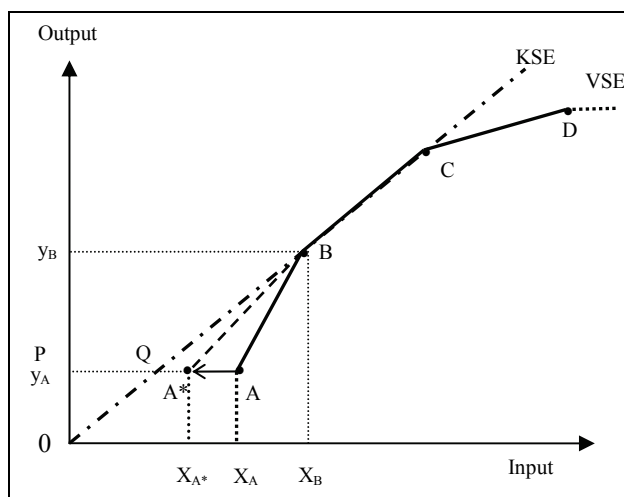
**Tabelle 2. Skaleneffizienz und Skalenertragsverhalten der Agrarsektoren der EU-Staaten und der Beitrittsländer im Jahr 2001 (Angaben in %)**

EU-Staaten	Skaleneffizienz	Skalenertragsverhalten*	MOE-Länder	Skaleneffizienz	Skalenertragsverhalten*
Belgien	100,00	→	Estland	75,76	↑
Dänemark	100,00	→	Lettland	75,62	↑
Finnland	99,12	↑	Litauen	88,40	↑
Frankreich	87,76	↓	Polen	80,27	↓
Griechenland	100,00	→	Slowakei	93,86	↑
Großbritannien	100,00	↓	Slowenien	90,38	↑
Irland	99,27	↑	Tschechien	98,08	↑
Italien	100,00	→	Ungarn	98,75	↑
Luxemburg	85,51	↑			
Niederlande	100,00	→			
Österreich	99,96	↑			
Portugal	99,41	↑			
Schweden	99,38	↑			
Spanien	100,00	→			
Ø EU-Staaten (ohne Deutschland)	97,89		Ø MOE-Länder	87,64	
Ø Bundesländer	97,44		Ø Gesamt (n = 35)	95,38	
Ø Gesamt (n = 35)	95,38				

\* konstante Skalenerträge (→); zunehmende Skalenerträge (↑); abnehmende Skalenerträge (↓)

Quelle: eigene Darstellung

schafflichen Produktion an sich einen Erfolgsfaktor für eine skaleneffiziente Agrarproduktion darstellt. Zu beachten ist nämlich, dass eine Steigerung der Skaleneffizienz nicht allein durch eine einfache Veränderung des Faktoreinsatzniveaus, sondern insbesondere auch durch Rationalisierungsmaßnahmen und technischen Fortschritt erreicht werden kann. Abbildung 2 verdeutlicht diese Zusammenhänge für den Fall zunehmender Skalenerträge.

**Abbildung 2. Technischer Fortschritt und Skaleneffizienz**

Quelle: eigene Darstellung

In Abbildung 2 sind die von den Vergleichseinheiten A, B, C und D realisierten Input-Output-Kombinationen dargestellt. Ist der Produktionsprozess dieser Vergleichseinheiten durch konstante Skalenerträge gekennzeichnet, so wird der effiziente Rand der Technik durch eine vom Ursprung ausgehende und durch die Punkte B und C verlaufende Gerade gebildet (KSE). Bei Annahme variabler Skalenerträge

hingegen nimmt die Produktionsfrontier eine konkave Form an (VSE). Die Skaleneffizienz von A errechnet sich als Quotient aus dem ermittelten Effizienzwert bei Annahme konstanter Skalenerträge und dem Effizienzwert bei Annahme variabler Skalenerträge ( $TE_{KSE}/TE_{VSE}$ ). Dieser Quotient entspricht dem Verhältnis der Strecke PQ zur Strecke PA ( $PQ/PA$ ). Das Verhältnis misst also die Distanz zwischen den Punkten Q und A. Je größer diese Distanz ausfällt, desto skaleneffizienter ist die betrachtete Vergleichseinheit. Vergleichseinheit A verwirklicht bei Annahme variabler Skalenerträge einen Produktionspunkt auf der Frontier (und gilt somit als technisch effizient), der im Bereich zunehmender Skalenerträge liegt. Dies bedeutet,

dass mit jeder weiteren Ausdehnung des Inputeinsatzes eine überproportionale Zunahme des Outputniveaus realisiert werden könnte. Organisationseinheit A müsste somit den Inputeinsatz von  $x_A$  auf  $x_B$  steigern, um bei einem dann produzierten Outputniveau von  $y_B$  skaleneffizient zu sein. Alternativ könnte man aber auch wie folgt argumentieren: Technischer Fortschritt und Rationalisierungsmaßnahmen ermöglichen es, ein gegebenes Outputniveau ( $y_A$ ) mit weniger Inputeinsatz ( $x_{A*}$ ) zu produzieren. A wäre also durch technischen Fortschritt in der Lage, eine neue Input-Output-Kombination ( $A^*$ ) zu realisieren und damit abschnittsweise eine neue Produktionsmöglichkeitenkurve zu definieren. Durch diese teilweise Verschiebung der Produktionsfrontier verringert sich mit der Distanz zwischen den beiden Punkten Q und  $A^*$  bzw. A gleichzeitig auch die Skaleneffizienz der Organisationseinheit A.

Mit Blick auf die Landwirtschaftssektoren der EU-Beitrittsländer ist aus den vorherigen Überlegungen zu folgern, dass eine Ausdehnung der Faktoreinsatzmengen allein nicht der Schlüssel zur skaleneffizienten landwirtschaftlichen Produktion sein kann, sondern dass die Umsetzung von technischem Fortschritt und die Verwirklichung von Rationalisierungsmaßnahmen in den landwirtschaftlichen Betrieben und Unternehmen als vordringliche Maßnahmen zur Steigerung der Effizienz dieser Agrarsektoren betrachtet werden müssen.

#### 4.2 Messung der Veränderung der totalen Faktorproduktivität im Zeitablauf

Die Messung des Produktivitätsfortschritts wird anhand des Malmquist-Indexes durchgeführt. Dieser gibt die Änderung der totalen Faktorproduktivität zwischen zwei Zeitperioden ( $t$  und  $t + 1$ ) wieder. Die Berechnung des Malmquist-Indexes kann mit Hilfe der DEA erfolgen (siehe z.B. FÄRE et al., 1989; COELLI et al., 1998). Bei inputorientierter Betrachtung wird der Malmquist-Index (MI) für eine be-

trachtete Vergleichseinheit  $k$  dabei wie folgt berechnet (THANASSOULIS, 2001):

$$(5) \quad MI_k = \underbrace{\frac{C_k - EF_{T+1}^{Dt+1}}{C_k - EF_T^{Dt}}}_{\text{„Catch-up“}} * \underbrace{\left[ \frac{C_k - EF_T^{Dt+1}}{C_k - EF_{T+1}^{Dt+1}} * \frac{C_k - EF_T^{Dt}}{C_k - EF_{T+1}^{Dt}} \right]^{1/2}}_{\text{„Frontier shift“}}$$

wobei  $C_k - EF_{T+1}^{Dt+1}$  bspw. die technische Effizienz der Vergleichseinheit  $k$  in der Periode  $t + 1$  wiedergibt. Dieser Effizienzwert ist Ausdruck für das Verhältnis der tatsächlich realisierten Produktivität der Vergleichseinheit  $k$  zu der bei gegebenem Stand der Technik maximal möglichen Produktivität. Die maximale Produktivität wird dabei durch den effizienten Rand der Technik ( $T_{t+1}$ ) in Periode  $t + 1$  beschrieben. Die technische Effizienz der Vergleichseinheit  $k$  bestimmt sich somit über den Abstand des in der Periode  $t + 1$  realisierten Produktionspunktes ( $D_{t+1}$ ) zum effizienten Rand der Technik ( $T_{t+1}$ ). Das Präfix  $C_k$  kennzeichnet Effizienzwerte, die unter der Modellannahme konstanter Skalenerträge ermittelt wurden.

Der Malmquist-Index kann in zwei Komponenten zerlegt werden (THANASSOULIS, 2001) und ermöglicht damit eine differenzierte Betrachtung der Veränderung der totalen Faktorproduktivität einer Vergleichseinheit in einen Anteil, der allein aus den Effekten des technischen Fortschritts resultiert, und einen weiteren Anteil, welcher sich aus der Steigerung der individuellen Leistungsfähigkeit der Organi-

einen Produktionspunkt realisiert, der näher an der Effizienzhülle liegt als in der Vorperiode. Die zweite Komponente des Malmquist-Indexes ist der so genannte „Frontier shift“. Dieser untersucht die Verschiebung der Produktionsfrontier im Zeitablauf und repräsentiert damit den technischen Fortschritt. Der Malmquist-Index errechnet sich als Produkt der Werte des Frontier shift und der Catch-up-Komponente. Ein Indexwert von größer Eins weist auf einen Produktivitätsfortschritt hin; Werte kleiner als Eins signalisieren einen Produktivitätsrückgang für die untersuchte Vergleichseinheit während des Betrachtungszeitraums.

Tabelle 3 zeigt, dass über den Zeitraum 1998 bis 2000 im Durchschnitt sowohl für die Gruppe der Agrarsektoren der EU-Mitgliedsstaaten als auch für die der mittel- und osteuropäischen Beitrittsländer eine Verringerung der totalen Faktorproduktivität zu verzeichnen war. Für den Zeitraum 2000/01 hingegen lässt sich für beide Vergleichsgruppen eine Steigerung der totalen Faktorproduktivität feststellen. Während die Produktivität der Agrarsektoren der EU-Staaten in diesem Zeitraum jedoch nur um durchschnittlich 0,8 % wuchs, fiel das Produktivitätswachstum in den Beitrittsländern mit 3,6 % ungleich höher aus.

Die Mittelwerte der beiden Komponenten des Malmquist-Indexes werden für die Agrarsektoren der Beitrittsländer in Tabelle 4 wiedergegeben.

Die Werte für den Frontier shift zeigen, dass technischer Fortschritt in allen drei Beobachtungszeiträumen zu einer Verschiebung der Produktionsmöglichkeitenkurve geführt

**Tabelle 3. Änderung der totalen Faktorproduktivität der Jahre 1998-2001 (gemessen mit dem Malmquist-Index); Agrarsektoren der EU-Staaten und der Beitrittsländer im Vergleich**

EU-Staaten	1998/1999	1999/2000	2000/2001	MOE-Länder	1998/1999	1999/2000	2000/2001
Belgien	0,972	1,022	1,015	Estland	0,892	0,990	1,053
Dänemark	1,014	0,991	1,038	Lettland	0,834	1,026	1,048
Finnland	0,929	0,933	0,994	Litauen	1,067	0,818	1,029
Frankreich	0,922	0,926	0,994	Polen	0,850	1,083	1,073
Griechenland	1,015	1,023	1,044	Slowakei	1,013	0,980	0,989
Großbritannien	0,952	0,948	1,032	Slowenien	1,084	0,926	0,926
Irland	0,948	0,979	1,038	Tschechien	0,836	1,084	1,077
Italien	0,970	0,961	0,999	Ungarn	0,939	1,082	1,073
Luxemburg	0,921	0,923	0,956				
Niederlande	0,979	1,019	1,002				
Österreich	0,902	0,937	1,009				
Portugal	1,083	0,943	1,040				
Schweden	0,947	1,005	0,958				
Spanien	1,017	1,005	1,000				
Ø EU-Staaten (ohne Deutschland)	0,969	0,973	1,008	Ø MOE-Länder	0,939	0,998	1,036
Ø Bundesländer	1,006	1,059	1,007	Ø Gesamt (n = 35)	0,976	1,010	1,014
Ø Gesamt (n = 35)	0,976	1,010	1,014				

Quelle: eigene Darstellung

sationseinheiten und damit der effizienteren Ausnutzung der vorhandenen Technologie ergibt. Demnach untersucht die so genannte „Catch-up“-Komponente die sich im Zeitablauf ergebende Veränderung des Abstandes einer betrachteten Vergleichseinheit zum effizienten Rand der Technik. Nimmt dieser Term den Wert Eins an, so bedeutet dies, dass der Produktionspunkt der betrachteten Vergleichseinheit in der Periode  $t + 1$  denselben Abstand zur Frontier einnimmt wie in der Vorperiode. Nimmt die Catch-up-Komponente hingegen einen Wert von größer Eins an, so hat die betrachtete Organisationseinheit in der Periode  $t + 1$

**Tabelle 4. Durchschnittswerte der Komponenten des Malmquist-Indexes für die Gruppe der mittel- und osteuropäischen Agrarsektoren**

Ø MOE-Länder	Catch up	Frontier shift	Malmquist
1998 / 1999	0,933	1,011	0,939
1999 / 2000	0,997	1,002	0,998
2000 / 2001	0,998	1,037	1,036

Quelle: eigene Darstellung



hat. So bewirkte technischer Fortschritt in den technisch effizienten Agrarsektoren, die den mittel- und osteuropäischen Landwirtschaftssektoren als Benchmarks (Referenzeinheiten) dienen, eine durchschnittliche Produktivitätssteigerung zwischen 0,2 % (1999/00) und 3,7 % (2000/01). Des Weiteren ist anhand der Catch-up-Komponente des Malmquist-Indexes zu beobachten, dass sich über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg die technische Effizienz der mittel- und osteuropäischen Agrarsektoren verringert hat, oder anders ausgedrückt, dass sich der Abstand der Agrarsektoren zur Frontier im Durchschnitt vergrößert hat. Die Agrarsektoren der Beitrittsländer waren demzufolge tendenziell nicht in der Lage, technischen Fortschritt in der gleichen Intensität zu realisieren, wie ihn die Landwirtschaftssektoren ihrer Referenzeinheiten verwirklichen konnten.

### 4.3 Effizienzanalyse unter Anwendung der Stochastischen Frontier Analyse (SFA)

Die stochastische Frontierfunktion für die zu untersuchenden Agrarsektoren wird wie folgt spezifiziert:

$$(6) \quad \ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{i1} + \beta_2 \ln x_{i2} + \beta_3 \ln x_{i3} + \beta_4 \ln x_{i4} + v_i - u_i$$

wobei  $y_i$  den Output des  $i$ -ten Agrarsektor ( $i = 1, \dots, 35$ ) kennzeichnet, und  $x_{ij}$  ( $j = 1, \dots, 4$ ) die in Abschnitt 3 beschriebenen Inputvariablen definiert.  $v_i$  und  $u_i$  stellen die in Abschnitt 2.2 beschriebenen Zufallsvariablen dar. Die Maximum-Likelihood-Schätzungen für die Parameter des stochastischen Frontiermodells (6) und die zu bestimmenden technischen Effizienzwerte werden mit Hilfe des Computerprogramms FRONTIER 4.1 berechnet (COELLI, 1996). Um die stochastische Frontier-Produktionsfunktion zu parametrisieren, bedient sich das Programm des Ansatzes von BATTESE und CORRA (1977). Dabei werden  $\sigma_v^2$  und  $\sigma_u^2$  durch  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  ersetzt sowie  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$  bestimmt.

Der Wert von  $\gamma$  liegt, wie aus der entsprechenden Formel hervorgeht, zwischen Null und Eins. Die Nullhypothese  $H_0: \gamma = 0$  beinhaltet, dass die systematische Varianz der Effizienz ( $\sigma_u^2$ ) nicht signifikant ist und sich damit die oben bestimmte Produktionsmöglichkeitenkurve (6) nicht signifikant von der durchschnittlichen Produktionsfunktion unterscheidet. Die Annahme dieser Hypothese hätte zur Folge, dass die Bestimmung der einzelnen Effizienzniveaus der untersuchten Agrarsektoren nicht signifikant und damit nicht aussagekräftig wäre (COELLI et al., 1998; PLEBMANN, 2000). Die Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzung gehen aus Tabelle 5 hervor.

Um die Nullhypothese  $H_0: \gamma = 0$  ablehnen zu können, muss der Likelihood-Ratio-Wert<sup>11</sup> den kritischen Wert der gemischten Chi-Quadratverteilung für das entsprechende Signifikanzniveau ( $\alpha$ ) übersteigen (PLEBMANN, 2000). Der kritische Wert liegt mit 7,82 für das Signifikanzniveau  $\alpha = 0,05$  unterhalb des in der Ergebnistabelle (Tabelle 5)

**Tabelle 5. Ergebnisse des stochastischen Frontiermodells für das Jahr 2001**

Unabhängige Variable	Koeff.	geschätzter Wert	t-Statistik
absolutes Glied	$\beta_0$	0,937**	5,380
Arbeit	$\beta_A$	0,095*	2,572
Boden	$\beta_B$	0,154*	2,456
Kapital	$\beta_K$	0,327**	7,592
Vorleistungen	$\beta_V$	0,484**	8,734
Sigma-squared	$\sigma^2$	0,009**	5,601
Gamma	$\gamma$	0,918**	34,19
Mu	$\mu$	0,181**	7,689
Eta	$\eta$	-0,006	-0,440
Log-Likelihood Funktion		240,48	
LR Test des einseitigen Fehlers		145,30	

\*\* signifikant auf einem Niveau von 0,01

\* signifikant auf einem Niveau von 0,05

Quelle: eigene Berechnungen mit Frontier 4.1

ausgewiesenen Wertes der Likelihood-Ratio. Die Nullhypothese  $H_0: \gamma = 0$  wird somit zugunsten der Hypothese, nach der Effizienzunterschiede in der Gruppe der Agrarsektoren bestehen ( $\gamma > 0$ ), verworfen.

Wie Tabelle 5 zeigt, sind die geschätzten Koeffizienten für die Inputvariablen Arbeit und Boden signifikant sowie für die Variablen Kapital und Vorleistungen hoch signifikant. Alle vier Koeffizienten weisen positive Vorzeichen auf. Der geschätzte Wert für den Varianzparameter  $\gamma$  ist ebenfalls hoch signifikant und deutet somit darauf hin, dass die Ineffizienzeffekte ( $u_i$ ) die Höhe und Variabilität des Outputs signifikant beeinflussen. Da der Wert des Varianzparameters Gamma ( $\gamma = 0,918$ ) relativ nahe dem Wert Eins liegt, ist darüber hinaus festzuhalten, dass die Abweichungen von der Produktionsfrontier größtenteils auf Ineffizienzeffekten ( $u_i$ ) beruhen und weniger auf den Effekten stochastischer Einflüsse ( $v_i$ ).

Tabelle 6 zeigt, dass die Agrarsektoren der Beitrittsländer im Durchschnitt wesentlich ineffizienter sind als die der alten EU-Staaten. Innerhalb der Gruppe der Beitrittsländer weisen die Agrarsektoren Estlands, Lettlands, Polens und der Slowakei unterdurchschnittliche Effizienzwerte auf, die Landwirtschaftssektoren Litauens, Tschechiens, Sloweniens und Ungarns hingegen überdurchschnittliche Effizienzwerte.

**Tabelle 6. Effizienzwerte des stochastischen Frontiermodells (Angaben in %)**

	1998	1999	2000	2001
Estland	72,02	71,88	71,75	71,62
Lettland	69,01	68,87	68,72	68,58
Litauen	75,98	75,86	75,74	75,62
Polen	72,86	72,73	72,47	72,47
Slowakei	70,41	70,28	70,14	70,00
Slowenien	77,83	77,72	77,61	77,50
Tschechien	76,23	76,12	76,00	75,88
Ungarn	76,18	76,06	75,94	75,83
Ø MOE-Länder	73,81	73,69	73,56	73,44
Ø EU-Staaten (ohne D)	85,05	84,98	84,90	84,82
Ø Bundesländer	83,99	83,90	83,82	83,74
Ø Gesamt (n = 35)	82,09	82,00	81,91	81,82

Quelle: eigene Darstellung

<sup>11</sup> Zur Berechnung des Likelihood-Ratio-Wertes siehe COELLI et al., 1998: 190ff.

#### 4.4 Effizienzwertvergleiche zwischen DEA und SFA

Effizienzwertvergleiche zwischen der DEA und der SFA sind i.d.R. nicht unproblematisch, da die Vergleichbarkeit der Ergebnisse beider Analyseverfahren insbesondere von der Wahl der a priori unterstellten Form der Produktionsfunktion in der SFA abhängig ist. Je weniger die unterstellte Produktionsfunktion der tatsächlichen Funktion ähnelt, desto verzerrter werden letztendlich die Ergebnisse der SFA sein. So ist die DEA der SFA dann vorzuziehen, wenn in Bezug auf die wahre Produktionsfunktion nur wage bzw. schwache Kenntnisse vorliegen (KALIRAJAN und SHAND, 1999). Auch wenn die SFA und die DEA unterschiedliche Ergebnisse liefern können, so ist die gleichzeitige Anwendung dieser beiden Analysemethoden und ein sich anschließender Vergleich ihrer Ergebnisse insofern vorteilhaft, als die Sensitivität der Resultate untersucht werden kann.

Um die Zusammenhänge der ermittelten Effizienzwerte beider Analysemethoden näher zu untersuchen, werden im Folgenden die Korrelationskoeffizienten der gemessenen Effizienzmaße beider Methoden nach Spearman<sup>12</sup> berechnet. Da die durch die Modellformulierung der DEA generierten Effizienzwerte durch die Trunkierung bei einem Wert von Eins bzw. 100 % nicht normalverteilt sind, sondern sich an der oberen Grenze sammeln, führt die Verwendung der durch das DEA-Modell (1) erzeugten Effizienzwerte bei einem Vergleich der Ergebnisse zwischen DEA und SFA zu verzerrten Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman. Eine Möglichkeit zur Lösung des Problems ist die Verwendung des DEA-Ansatzes von ANDERSEN und PETERSEN (1993), bei dem die Beschränkung der Effizienz auf einen Wert von Eins aufgehoben wird und auch größere Effizienzwerte zugelassen werden. Dies geschieht, indem bei der Berechnung der technischen Effizienz der betrachteten Vergleichseinheit  $k$  genau diese Vergleichseinheit  $k$  aus der Referenzmenge ( $p = 1, \dots, k, \dots, n$ ) gestrichen wird. Vergleichseinheiten, die Effizienzwerte größer als Eins aufweisen, werden dann als „supereffizient“ bezeichnet. Die Agrarsektoren der Beitrittsländer und der EU-Staaten werden nun anhand der modifizierten Effizienzwerte ihrer Rangfolge nach geordnet und bei einem Vergleich mit den Ergebnissen der SFA einer Rangkorrelationsanalyse unterzogen (Tabelle 7).

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Effizienzwerten der SFA und den nach dem DEA-Ansatz von ANDERSEN und PETERSEN (1993) unter der Modellannahmen variabler Skalenerträge berechneten Effizienzmaßen sind für den Beobachtungszeitraum 1998 bis 2001 auf einem Niveau von 0,01 signifikant unterschiedlich von Null. Damit kann für diesen Betrachtungszeitraum ausgeschlossen werden, dass die beiden Analysemethoden vollkommen unterschiedliche und damit voneinander unabhängige Effizienzmaße bestimmen. Die Koeffizienten weisen Werte zwischen 0,60 und 0,84 auf und deuten damit auf eine mittlere bis hohe positive Korrelation der Ergebnisse der beiden Methoden hin.<sup>13</sup> Es bleibt somit festzuhalten, dass die DEA und die SFA in diesem Fall ähnliche Ergebnisse liefern. Neben den zuvor erwähnten Korrelationskoeffizienten werden in Tabelle 7 auch die Korrelationen zwischen den Effizienzwerten der SFA und den unter Anwendung der DEA berechneten Skaleneffizienzniveaus wiedergegeben. Es zeigt sich, dass auf hohen Signifikanzniveaus mittlere bis starke positive Korrelationen zwischen den Effizienzwerten der SFA und den Skaleneffizienzwerten der DEA bestehen. Tendenziell weisen also diejenigen Agrarsektoren, für die in der DEA höhere Skaleneffizienzwerte ausgewiesen werden, niedrigere technische Effizienzen bei der SFA auf.

#### 5. Ursachen festgestellter Ineffizienzen

Eine bedeutende Ursache des Auftretens von technischen wie auch von Skaleneffizienzen innerhalb der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer ist die ungenügende Realisierung von technischem Fortschritt in den landwirtschaftlichen Betrieben und Unternehmen. Da es sich beim technischen Fortschritt um einen dynamischen Prozess handelt, kann dieser nur wirksam werden, wenn durch fortwährende Investitionen die Produktivität der in den landwirtschaftlichen Betrieben eingesetzten Produktionsfaktoren verbessert wird, d.h. wenn es gelingt, die im Produktionsprozess eingesetzten Produktionsmittel ständig dem neuesten Stand der Technik anzupassen, neue Produktionsverfahren einzuführen und organisatorische Verbesserungen durchzusetzen. Die Verwirklichung von technischem Fortschritt erfolgt oft im Zuge von Investitionen. Akuter Kapitalmangel schränkt jedoch häufig die Fähigkeit landwirtschaftlicher Unternehmen osteuropäischer Staaten ein, Investitionen zu tätigen. Diese eingeschränkte Investitionsfähigkeit resultiert unter anderem aus den in den Beitrittsländern vorherrschenden ungünstigen Betriebsstrukturen, die sich (zumindest in einigen Ländern) durch einen hohen Anteil an Klein- und Kleinstbetrieben mit zum Teil semi-subsistenzwirtschaftlicher Prägung auszeichnen. Da Investitionen in Innovationen häufig nur in Unternehmen getätigt werden können, die groß genug sind, um kapitalintensiv wirtschaften zu können, ist davon auszugehen, dass die eingesetzte

**Tabelle 7. Korrelationskoeffizienten der gemessenen Effizienzmaße nach Spearman**

	1998	1999	2000	2001
Korrelation SFA / DEA <sub>VSE</sub>	0,348	0,625**	0,666**	0,741**
Korrelation SFA / DEA <sub>SUP</sub> <sup>a</sup>	0,596**	0,705**	0,686**	0,840**
Korrelation SFA / Skaleneffizienz <sup>b</sup>	0,690**	0,551**	0,610**	0,673**

<sup>a</sup>: Effizienzwerte berechnet nach DEA-Ansatz von ANDERSEN und PETERSEN (1993)

<sup>b</sup>: Skaleneffizienz berechnet aus DEA-Werten

\*\* Die Korrelation ist auf dem 0,01 Niveau signifikant.

\* Die Korrelation ist auf dem 0,05 Niveau signifikant.

Quelle: eigene Berechnung

<sup>13</sup> Zur verbalen Beschreibung der Stärke des Zusammenhangs zwischen den Ergebnissen beider Analysemethoden wird auf die Einstufungen von BÜHL und ZÖFEL, 2002: 318 zurückgegriffen.

<sup>12</sup> Siehe z.B. SACHS 2002: 512f.

Produktionstechnik nur einen geringen Modernisierungsgrad aufweist, was sich entsprechend negativ auf die Produktivität und somit auf die Effizienz auswirkt. Vor diesem Hintergrund sollte die Agrarpolitik Investitionen zur Modernisierung des in den landwirtschaftlichen Betrieben eingesetzten Kapitalstocks fördern. Da jedoch bei den beschriebenen ungünstigen Betriebsstrukturen eine kapitalintensive Produktion in den landwirtschaftlichen Betrieben häufig nicht möglich ist, sind insbesondere auch Veränderungen der Betriebsstrukturen notwendig. Die notwendigen Umstrukturierungsprozesse dürfen dabei aber nicht einfach nur mit einer Vergrößerung und gleichzeitigen Abnahme der Anzahl der landwirtschaftlichen Betriebe gleichgesetzt werden. Diese eindimensionale Betrachtung des Strukturwandels vermag den vielfältigen Bereichen, in denen sich strukturelle Veränderungen in der Landwirtschaft abspielen können, nicht gerecht zu werden. So gibt es je nach Fragestellung verschiedene Indikatoren zur Beschreibung des notwendigen Strukturwandels (z.B. Anzahl der Betriebe, Betriebsgrößen, Betriebstypen, Produktionsstrukturen, Eigentumsverhältnisse, Technologien, etc.). Ebenso vielschichtig sind auch Einflussfaktoren wie das politische, wirtschaftliche oder naturräumliche Umfeld, die das Tempo und Ausmaß der Strukturveränderungen bestimmen.

## 6. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Ziel dieser Arbeit war es, die Effizienz der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer zu analysieren und anhand der Ergebnisse Ursachen festgestellter Ineffizienzen zu identifizieren. Die Analyse der technischen Effizienz erfolgte unter Anwendung der DEA und der SFA. Die Ergebnisse der beiden Effizienzanalyseverfahren haben gezeigt, dass die landwirtschaftlichen Betriebe und Unternehmen der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer technisch ineffizient produzieren, d.h. bei der genutzten Technologie und der gegebenen Ausstattung mit Produktionsmitteln eine relativ geringe Outputleistung realisieren. Des Weiteren wurde festgestellt, dass die betrachteten mittel- und osteuropäischen Agrarsektoren relativ hohe Skalenineffizienzniveaus aufweisen. Die Ergebnisse reflektieren somit den geringen Modernisierungsgrad der Landwirtschaftssektoren der Beitrittsländer, der sich entsprechend negativ auf die Produktivität der eingesetzten Produktionsfaktoren auswirkt.

Die Steigerung der Produktivität der in den landwirtschaftlichen Produktionsprozessen eingesetzten Produktionsfaktoren stellt eine entscheidende Komponente zur Verbesserung der Effizienz der Agrarsektoren der EU-Beitrittsländer dar. Sie setzt sowohl die Modernisierung des Kapitalstocks landwirtschaftlicher Betriebe als auch die Einführung neuer Produktionsverfahren und die Durchsetzung organisatorischer Verbesserungen in den Produktionsprozessen voraus. Technischer Fortschritt kann aber nur dann wirksam werden, wenn durch fortwährende Investitionen die Produktivität der eingesetzten Produktionsfaktoren verbessert wird. Allerdings dürfte es den meisten landwirtschaftlichen Betrieben und Unternehmen in Beitrittsländern an dem dafür benötigten Kapital fehlen. Hinzu kommen die in einigen Ländern vorherrschenden ungünstigen Betriebsgrößenstrukturen (hoher Anteil von Klein- und Kleinstbetrieben mit zum Teil semisubsistenzwirtschaftlicher Prägung), die einer

aufholenden Investitionstätigkeit keineswegs förderlich sein dürften (FROBERG et al., 2001). Unter diesen Bedingungen dürfte es den Beitrittsländern schwer fallen, zeitnah technischen Fortschritt in der Produktion zu realisieren und damit in puncto Produktivität und Effizienz an die technisch- und skaleneffizienten Landwirtschaftssektoren der EU-Staaten aufzuschließen. Um einen erfolgreichen Anpassungsprozess an das Niveau innerhalb der Europäischen Union zu gewährleisten, bleibt es daher Aufgabe der Entscheidungsträger in der Agrarwirtschaft dieser Länder, sowohl die Modernisierung des Kapitalstocks voranzutreiben als auch die Dynamik tief greifender Veränderungen in den Agrar- und Betriebsstrukturen sicher zu stellen und aufrecht zu erhalten.

## Literatur

- AIGNER, D.J., C.A.K. LOVELL and P. SCHMIDT (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. In: *Journal of Econometrics* 6: 21-37. North-Holland Publishing Company.
- ALLEN, K. (2002): Messung ökologischer Effizienz mittels Data Envelopment Analysis. Dissertation Rheinisch-Westfälische Technische Hochschule Aachen. Deutscher Universitäts-Verlag GmbH, Wiesbaden.
- ANDERSEN P. and N.C. PETERSEN (1993): A Procedure for Ranking Efficient Units in Data Envelopment Analysis. In: *Management Science* 39 (10): 1261-1264.
- BANKER, R.D., A. CHARNES and W.W. COOPER (1984): Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis. In: *Management Science* 30 (9): 1078-1092.
- BATTESE, G.E. and G.S. CORRA (1977): Estimation of a Production Frontier Model: With Application to Pastoral Zone of Eastern Australia. In: *Australian Journal of Agricultural Economics* 21 (3): 169-179.
- BATTESE, G.E. and T.J. COELLI (1992): Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. In: *The Journal of Productivity Analysis* 3: 153-169. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- BÜHL, A. und P. ZÖFEL (2002): SPSS 11. Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows. 8. Auflage. Pearson Studium, München.
- CHARNES, A., W.W. COOPER, A. LEWIN und L.M. SEIFORD (1994): *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Application*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- COELLI, T.J. (1996): A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. CEPA Working Paper 96/07. Centre for Efficiency and Productivity Analysis, Department of Econometrics, University of New England, Australia.
- COELLI, T., D.S. RAO and G.E. BATTESE (1998): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- COOPER, W.W., L.M. SEIFORD and K. TONE (2000): *Data Envelopment Analysis. A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- DYSON, R.G., E. THANASSOULIS and A. BOUSSOFIANE (1990): A DEA tutorial. In: *Tutorial Papers in Operations research*. L.C. Henry and R.W. Eglese eds.
- DYCKHOFF, H. and G. GILLES (2002): Messung der Effektivität und Effizienz produktiver Einheiten. Arbeitsbericht Nr. 02 / 11. Institut für Wirtschaftswissenschaften der Rheinisch-Westfälischen Technischen Hochschule Aachen. Lehrstuhl für Unternehmenstheorie.

- EUROSTAT (2002a): Einkommen aus landwirtschaftlicher Tätigkeit im Jahr 2001. Europäische Union und Beitrittsländer.
- (2002b): Statistical yearbook on candidate and south-east European countries.
- (2002c): Eurostat Jahrbuch 2002. Der statistische Wegweiser durch Europa.
- FAO (2001): Statistical databases: Agriculture, fisheries, forestry and nutrition. In: <http://apps.fao.org> [19.06.2003].
- FÄRE, R., S. GROSSKOPF, B. LINDGREN and P. ROOS (1989): Productivity developments in Swedish hospitals: A Malmquist output index approach, in Charnes, A., W. Copper, A.Y. Lewin und L.M. Seiford (eds.): Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Applications, 1995 edn. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- FROHBERG, K., M. HARTMANN, P. WEINGARTEN und E. WINTER (2001): Auswirkungen der EU-Osterweiterung auf die Beitrittsländer. Analyse unter Berücksichtigung der WTO-Verpflichtungen. Institut für Agrarentwicklung in Mittel- und Osteuropa (IAMO), Halle.
- KALIRAJAN, K.P. and R.T. SHAND (1999): Frontier Production Functions and Technical Efficiency Measures. In: Journal of Economic Surveys 13 (2). Blackwell Publishers Ltd. Oxford, UK.
- KLEINE, A. (2002): DEA-Effizienz. Entscheidungs- und produktionstheoretische Grundlagen der Data Envelopment Analysis. Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden.
- MEEUSEN, W. and I. VAN DEN BROECK (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Errors. In: International Economic Review 18 (2): 435-44.
- ODENING, M. und A. LISSITSA (2001): Effizienz und totale Faktorproduktivität in der ukrainischen Landwirtschaft im Transformationsprozess. Working Paper Nr. 58, Institut für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus an der Landwirtschaftlich-Gärtnerischen Fakultät der Humboldt-Universität zu Berlin.
- PLEBMANN, F. (2000): Vergleichende Produktionskostenanalyse des Marktfruchtbaus in Mecklenburg-Vorpommern und Schleswig-Holstein unter besonderer Berücksichtigung der Anwendung unterschiedlicher Methoden der Effizienzanalyse aus betriebswirtschaftlicher Sicht. Agrimedia, Bergen/Dumme.
- RAY, S.C. (2004): Data Envelopment Analysis. Theory and Techniques for Economics and Operations Research. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- SACHS, L. (2002): Angewandte Statistik. Anwendungen statistischer Methoden. 10. Auflage. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2002): Statistisches Jahrbuch 2002. Für das Ausland.
- (2002): Statistisches Jahrbuch 2002. Für die Bundesrepublik Deutschland.
- THANASSOULIS, E. (2001): Introduction to the Theory and Application of Data Envelopment Analysis. A Foundation Text with Integrated Software. Kluwer Academic Publishers, Boston.

## Danksagung

Unser Dank gilt zwei anonymen Gutachtern, durch deren konstruktive Kritik der Beitrag gewonnen hat.

Kontaktautor:

**PROF. DR. UWE LATACZ-LOHMANN**

Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Olshausenstraße 40, 24118 Kiel

Tel.: 04 31-880 44 00, Fax: 04 31-880 44 21

E-Mail: [ulatacz@agric-econ.uni-kiel.de](mailto:ulatacz@agric-econ.uni-kiel.de)