

Kellermann, Magnus; Salhofer, Klaus; Wintzer, Wolfgang; Stockinger, Christian

Article

Der Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und wirtschaftlichem Erfolg: eine Analyse für bayerische Milchviehbetriebe

German Journal of Agricultural Economics (GJAE)

Provided in Cooperation with:

Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. (GEWISOLA)

Suggested Citation: Kellermann, Magnus; Salhofer, Klaus; Wintzer, Wolfgang; Stockinger, Christian (2011) : Der Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und wirtschaftlichem Erfolg: eine Analyse für bayerische Milchviehbetriebe, German Journal of Agricultural Economics (GJAE), ISSN 2191-4028, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 60, Iss. 4, pp. 230-242, <https://doi.org/10.52825/gjae.v60i4.1850>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304851>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Der Zusammenhang zwischen technischer Effizienz und wirtschaftlichem Erfolg: eine Analyse für bayerische Milchviehbetriebe

The Relationship between Technical Efficiency and Economic Success: The Case of Bavarian Dairy Farms

Magnus Kellermann und Klaus Salhofer
Technische Universität München

Wolfgang Wintzer und Christian Stockinger
Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft, München

Zusammenfassung

Das Ziel dieser Arbeit ist es, den Zusammenhang zwischen der technischen Effizienz des Produktionsprozesses und dem wirtschaftlichen Erfolg landwirtschaftlicher Betriebe aufzudecken und betriebspezifische Faktoren zu bestimmen, die diese beiden Größen beeinflussen. Wir analysieren hierfür ein unbalanciertes Panel von rund 2 000 Milchviehbetrieben in Bayern zwischen den Jahren 2000 und 2008. Die technische Effizienz der Betriebe wird mittels stochastischer Frontieranalyse untersucht. Der wirtschaftliche Erfolg der Betriebe wird durch die Kennzahl „Nettorentabilität“ erfasst.

Die Ergebnisse zeigen eine durchschnittliche technische Effizienz von 88,2 % und eine durchschnittliche Nettorentabilität von etwa 57 %. Eine Rangkorrelationsanalyse zeigt einen hochsignifikanten positiven Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen. Wir berechnen die marginalen Effekte möglicher Einflussfaktoren auf Effizienz und Erfolg und zeigen, dass sich die Ausbildung der Betriebsleiter, die Führung der Betriebe im Haupterwerb ebenso wie bessere natürliche Ertragsbedingungen positiv auf beide Größen auswirken.

Schlüsselwörter

technische Effizienz; wirtschaftlicher Erfolg; Nettorentabilität; Milchviehbetriebe; stochastische Frontieranalyse

Abstract

The objective of this article is to reveal the relationship between technical efficiency and the economic success of dairy farms and to determine farm specific

factors affecting both. The data set contains observations of more than 2 000 Bavarian dairy farms in an unbalanced panel covering the years 2000 to 2008. We use the stochastic frontier approach to analyze the technical efficiency of farms. Economic success is measured by the performance indicator “Nettorentabilität”, which is the rate of return on farm owned production factors.

Findings show an average technical efficiency of 88,2 % and an average “Nettorentabilität” of approximately 57 %. A rank correlation test indicates a strong positive relationship between technical efficiency and economic success. We calculate the marginal effects of possible determinants of technical efficiency and economic success and reveal that both improve with farm managers education level, full-time farming and soil quality.

Key Words

technical efficiency; economic success; dairy; stochastic frontier analysis

1 Einleitung

Landwirtschaftliche Betriebe erzeugen unter Einsatz von Inputs wie Boden, Arbeitskraft, Kapital und variablen Produktionsfaktoren in einem innerbetrieblichen Produktionsprozess einen Output an landwirtschaftlichen Gütern und Dienstleistungen. Der größte Teil der Betriebe erzeugt relativ homogene Güter und steht dadurch großer Konkurrenz auf zunehmend liberalisierten Agrarmärkten gegenüber. Dies gilt insbesondere für Milchviehbetriebe, und dies nicht nur in Deutschland, die im Hinblick auf das Auslaufen der

Milchquote zum Milchwirtschaftsjahr 2014/15 und der wachsenden Flächenkonkurrenz durch die Erzeugung von Biogas vor besonderen Herausforderungen stehen. Betriebsleiter, die konkurrenzfähig und wirtschaftlich erfolgreich bleiben möchten, müssen daher darauf bedacht sein, die Produktion in ihrem Betrieb so effizient wie möglich zu gestalten. Zahlreiche Studien zur Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe untersuchen Milchviehbetriebe (z.B. ABDULAI und TIETJE, 2007; BRÜMMER et al., 2002; HALLAM und MACHANDO, 1994), allerdings überprüfen nur wenige Autoren (z.B. GUBI, 2006; NEHRING et al., 2009), in welchem Zusammenhang die Ergebnisse ihrer Effizienzanalyse zum wirtschaftlichen Erfolg der Betriebe stehen. Das Ziel dieser Arbeit ist es, den Zusammenhang zwischen der technischen Effizienz des Produktionsprozesses und dem wirtschaftlichen Erfolg der Betriebe aufzudecken und betriebspezifische Faktoren zu bestimmen, die diese beiden Größen beeinflussen. Der landwirtschaftliche Produktionsprozess wird im Rahmen einer stochastischen Frontieranalyse durch eine flexible Translog-Produktionsfunktion abgebildet. Einflussfaktoren auf die Effizienz der Betriebe wurden durch das „technical inefficiency effects“-Modell nach BATTESE und COELLI (1995) untersucht. Um den wirtschaftlichen Erfolg der Betriebe zu messen, wird die Kennzahl „Nettorentabilität“ verwendet. Nach Wissen der Autoren ist dies der erste Artikel, der die Ergebnisse dieser konzeptionell vollkommen unterschiedlichen Methoden in Beziehung setzt. Die Daten, die für diese Arbeit verwendet wurden, liegen in Form eines unbalancierten Panels vor, das einen Zeitraum von 9 Jahren (2000-2008) abdeckt. Insgesamt enthält der Datensatz 12 914 Beobachtungen von 2 187 bayerischen Milchviehbetrieben. Diese Datengrundlage kann im Vergleich mit ähnlich gelagerten Arbeiten als sehr gut bezeichnet werden.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Das folgende Kapitel widmet sich der Darstellung der theoretischen und empirischen Vorgehensweise bei der Messung der technischen Effizienz. Kapitel 3 beschreibt die Datengrundlage. Kapitel 4 präsentiert die Ergebnisse der empirischen Effizienzanalyse. Kapitel 5 diskutiert die Messung des wirtschaftlichen Erfolgs durch die Nettorentabilität. Kapitel 6 analysiert den Zusammenhang zwischen der technischen Effizienz und dem wirtschaftlichen Erfolg. Kapitel 7 untersucht, welche Faktoren die Effizienz und den wirtschaftlichen Erfolg beeinflussen. Kapitel 8 enthält Schlussbemerkungen.

2 Messung der technischen Effizienz

Die sogenannte Effizienzanalyse stellt eine Möglichkeit dar, um den innerbetrieblichen Produktionsprozess von Wirtschaftseinheiten vergleichen und beurteilen zu können. Als einer der ersten Autoren auf diesem Gebiet definierte KOOPMANS (1951) Effizienz als einen Zustand, in dem keine Steigerung eines Outputs möglich ist, ohne mindestens einen Input zu erhöhen oder einen anderen Output zu verringern. In diesem Beitrag messen wir die Output-orientierte technische Effizienz nach FARRELL (1957) mittels einer stochastischen Produktionsfunktion. Eine ineffiziente Wirtschaftseinheit zeichnet sich dadurch aus, dass sie gegenüber einer effizienteren Einheit bei gleichem Inputeinsatz einen niedrigeren Output erzielt. In der stochastischen Frontieranalyse, die in diesem Artikel zur Anwendung kommt, wird aus einem vorliegenden Datensatz eine Produktionsfrontier geschätzt, die den Best-Practice Fall unter Berücksichtigung einer stochastischen Fehlerkomponente darstellt. Dieser Ansatz wurde 1977 von AIGNER et al. sowie von MEEUSEN und VAN DEN BROECK vorgestellt. Dabei spezifizierten sie eine Produktionsfrontier in der folgenden Form:

$$(1) \quad q_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, I,$$

mit

$$(2) \quad \varepsilon_i = v_i - u_i$$

In diesem Modell ist q_i der logarithmierte beobachtete Output eines Betriebes i , $\mathbf{x}_i$ ist ein Vektor mit logarithmierten Inputs und $\boldsymbol{\beta}$ ein Vektor mit den zu schätzenden Parametern. Der Fehlerterm ε_i wird in zwei Komponenten aufgeteilt; einen zufälligen, symmetrischen Fehlerterm v_i und einen systematischen, nicht negativen Fehlerterm u_i , der für die Ineffizienz steht. Der Fehlerterm v_i folgt einer Normalverteilung mit Mittelwert Null und Varianz σ_v^2 ($v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$). Im Laufe der Entwicklung der stochastischen Frontieranalyse wurden für den Ineffizienzterm u_i verschiedene Verteilungen vorgeschlagen. Beispiele hierfür sind die Halb-Normalverteilung mit $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ (AIGNER et al., 1977) und die abgeschnittene Normalverteilung mit $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ (STEVENSON, 1980). Zahlreiche Erweiterungen und Modifikationen des Modelles ließen in den folgenden Jahren eine steigende Zahl von Einsatzmöglichkeiten zu. Um die Wirkung möglicher exogener Einflussfaktoren auf die Effizienz zu untersuchen, entwickelten KUMBHAKAR et al. (1991) und HUANG und LEE (1994) ein Modell,

welches die Schätzung der Parameter der stochastischen Frontier und effizienzbeeinflussender Variablen in einem einstufigen Ansatz ermöglicht. BATTESE und COELLI (1995) haben dieses Modell für die Verwendung mit Paneldaten erweitert. Das sog. „technical inefficiency effects“-Modell¹ hat die folgende Form:

$$(3) \quad q_{it} = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + v_{it} - u_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, I; \\ t = 1, \dots, T \end{matrix}$$

$$(4) \quad u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$$

$$(5) \quad \mu_{it} = \mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\delta}$$

In diesem Modell steht u_{it} für die technische Ineffizienz des Betriebes i in Periode t . Dieser Ineffizienzterm folgt einer bei Null abgeschnittenen Normalverteilung mit Mittelwert $\mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\delta}$ und Varianz σ_u^2 . $\mathbf{z}_{it}$ ist dabei ein Vektor von m erklärenden Variablen mit einer Konstanten, die im Zusammenhang mit dem Ineffizienzterm stehen, $\boldsymbol{\delta}$ ist ein Vektor von zu schätzenden Koeffizienten. Der Schätzer für die technische Effizienz des Betriebes i in Periode t ist (BATTESE und COELLI, 1993):

$$(6) \quad TE_{it} = E[\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it}] \\ = \exp\left(-\mu_* + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right) \left(\frac{\Phi[(\mu_*/\sigma_*) - \sigma_*]}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)}\right)$$

wobei:

$$(7) \quad \mu_* = \frac{\sigma_v^2 \mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\delta} - \sigma_u^2(q_{it} - \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta})}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$$

$$(8) \quad \sigma_*^2 = \frac{\sigma_v^2 \sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$$

Φ bezeichnet die kumulative Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Die unbekannte Produktionstechnologie der bayerischen Milchviehbetriebe wird in diesem Beitrag durch eine multiple-Input ein-Output Translog-Produktionsfrontier approximiert. Die logarithmierten Variablen der Netputs² werden durch den Stichprobenmittelwert skaliert. Mögliche Alternativen zur Verwendung einer ein-Output Produktionsfrontier stellen Distanz- und Kostenfunktionen dar. Diese ermöglichen es Modelle mit mehreren Outputs zu modellieren und damit Probleme bei der Aggregation des Outputs zu einer Variablen zu verringern. Im Hinblick auf die Untersuchung von spezialisierten Milchviehbetrieben beschränken wir uns

auf ein ein-Output Modell, da wir keine schwerwiegenden Unterschiede im Output-Mix der Betriebe erwarten. Die stochastische Frontierfunktion wird wie folgt spezifiziert:

$$(9) \quad q_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_{ijt} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} x_{ijt} x_{ikt} \\ + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_j \beta_{tj} t x_{ijt} \\ + \sum_l \beta_{geb,l} d_{Geb_l} + \sum_g \beta_{intens,g} d_{Intens_g} \\ + v_{it} - u_{it}$$

$$\text{mit } \beta_{jk} = \beta_{kj} \quad \forall j, k$$

Zusätzlich zu den Inputvariablen enthält diese Funktion eine Trendvariable t ($t = 1, \dots, 9$) zur Abbildung des technischen Fortschritts, einen Vektor von 11 Dummyvariablen d_{Geb_l} ($l = 1, \dots, 11$) für die Lage der Betriebe in den 12 definierten Agrargebieten Bayerns und einen Vektor von Dummyvariablen d_{Intens_g} ($g = 1, 2$), mit dem die Betriebe in Intensitätsgruppen eingeteilt werden. Durch die Berücksichtigung der Agrargebiete in der Produktionsfrontier können die klimatischen und geografischen Unterschiede in den Produktionsbedingungen der Betriebe in die Untersuchung einbezogen werden. Die Dummyvariablen fungieren damit als Niveaueinpasser, indem sie die Produktionsfrontier für jedes Agrargebiet verschieben. Dieses Vorgehen bietet besondere Vorteile im Hinblick auf die Bestimmung der technischen Effizienz der Betriebe. Würden die unterschiedlichen Produktionsbedingungen in den einzelnen Agrargebieten nicht berücksichtigt, könnte es zu einer Verzerrung der Effizienzwerte kommen. Betriebe in benachteiligten Gebieten könnten ineffizient erscheinen, dabei unterliegen diese lediglich schlechteren Produktionsbedingungen. Der Alpenraum bildet das Referenzagrargebiet. Durch das Einfügen von Dummyvariablen für besonders extensive und intensive Betriebe soll verhindert werden, dass Betriebe mit potentiell stark unterschiedlichen Produktionstechnologien direkt miteinander verglichen werden. Eine Alternative hierzu wäre getrennte Schätzungen vorzunehmen; auf diese Weise könnten auch Unterschiede in den Steigungsparametern untersucht werden. Wir haben uns in dieser Anwendung für eine gemeinsame Schätzung entschieden, da wir davon ausgehen, dass mit der Kombination von Dummyvariablen für Agrargebiete und für extensive und intensive Betriebe die unter-

¹ Wir verwenden in diesem Artikel den verkürzten Ausdruck Ineffizienz-Modell.

² Der Ausdruck „Netput“ bezeichnet gleichermaßen Inputs und Outputs.

schiedlichen Produktionsbedingungen ausreichend determiniert werden. Als Entscheidungskriterium zur Abgrenzung besonders extensiver und intensiver Betriebe wurde der Wert Großvieheinheiten (GV) pro Hektar Hauptfutterfläche (HFF) verwendet. Als extensiv wurden Betriebe mit weniger als 1,4 GV/ha HFF eingestuft, was insgesamt 11,2 % der Betriebe betraf. Diese Einteilung orientiert sich an den Anforderungen des Kulturlandschaftsprogrammes Bayern für die höchste Förderstufe der Grünlandextensivierung (STMLF, 2009). Als intensiv wurden 33,2 % der Betriebe mit mehr als 2,4 GV/ha HFF eingestuft, welche deutlich über den bayerischen Durchschnittswerten der Jahre 2002 und 2007 (2,1 bzw. 1,8 GV/ha HFF) lagen³ (DORFNER, 2008).

Zu den erklärenden Variablen z_{it} in Gleichung (5) gehören, neben einer Konstanten, Dummyvariablen für den Ausbildungsgrad der Betriebsleiter, wobei d_Ausb1 für eine abgeschlossene landwirtschaftliche Ausbildung, d_Ausb2 für einen Landwirtschaftsmeister und d_Ausb3 für ein abgeschlossenes (Fach-)Hochschulstudium mit agrarwissenschaftlichem Schwerpunkt steht. Weiterhin sind Dummyvariablen für die Unterscheidung von konventionellen und ökologisch wirtschaftenden Betrieben (d_oeko) und für die Unterscheidung von Haupt- und Nebenerwerbsbetrieben (d_haupt) enthalten. Weitere Variablen sind die Ertragsmesszahl (EMZ) pro Hektar (emz_ha) zur Darstellung der Ertragsfähigkeit des Standortes und das Alter des Betriebsleiters ($alter_bl$).

3 Datengrundlage

Betriebswirtschaftliche Daten von spezialisierten bayerischen Milchviehbetrieben des Testbetriebsnetzes bilden die Datengrundlage dieser Arbeit. In Anlehnung an die Definition des spezialisierten Milchbetriebes im gemeinschaftlichen Klassifizierungssystem der EU (ABl. EU 1985) werden nur Betriebe untersucht, bei denen mindestens zwei Drittel der gesamten Umsatzerlöse aus der Haltung von Rindern für die Milcherzeugung stammen. Weiterhin müssen die Umsatzerlöse aus dem Verkauf von Milch und Milchprodukten mehr als zwei Drittel der Umsatzerlöse aus der Rinderhaltung ausmachen. Neben den monetären Angaben über Aufwendungen und Erlöse enthält der Datensatz unter anderem auch Angaben zu Betriebs-

flächen, Arbeitskräften (AK), den Sachanlagen und der Lage der Betriebe in den 12 bayerischen Agrargebieten.

Insgesamt enthält der unbalancierte Paneldatensatz 12 914 Beobachtungen von insgesamt 2 187 Betrieben. Die Anzahl der Beobachtungen ist gleichmäßig über den Beobachtungszeitraum verteilt und liegt zwischen 1 324 im Jahr 2000 und 1 511 im Jahr 2005. Tabelle 1 zeigt die deskriptive Statistik für die bei der Schätzung der Produktionsfrontier (9) verwendeten Netputvariablen. Die Variable *Arbeitseinsatz* beinhaltet alle in einem Betrieb zur Verfügung stehenden Arbeitskräfte in Voll-AK. Dazu gehören der Betriebsleiter, nicht entlohnte Familien-AK und sämtliche Lohn-AK. Die Variable *Landwirtschaftliche Nutzfläche* beinhaltet alle landwirtschaftlich genutzten Flächen des Betriebes in ha. In der Variable *Materialaufwand* sind alle Aufwendungen in € enthalten, die direkt in die tierische und pflanzliche Produktion einfließen. Hinzu kommen Aufwendungen aus den Bereichen Forstwirtschaft, Handel und Dienstleistungen sowie Treib- und Heizstoffe, Strom, Wasser und sonstige produktionsbezogene Aufwendungen. Bestandsänderungen an Roh-, Hilfs- und Betriebsstoffen sowie Waren werden gemäß Ertrags- und Aufwandsrechnung berücksichtigt. Die Variable *Materialaufwand* repräsentiert damit die variablen Inputs der landwirtschaftlichen Produktion. Die Variable *Kapital* enthält das Anlage- und Tiervermögen der Betriebe in € abzüglich der Finanzanlagen und des Bodenvermögens. Die Variable *sonstiger betrieblicher Aufwand* enthält Aufwendungen für den Unterhalt und die Reparatur von Bauten, Anlagen und Maschinen, für Versicherungen, diverse Beiträge sowie sonstigen Betriebsaufwand, wie die Kosten für Wirtschafts- und Rechtsberatungen. Der Output der Betriebe wird durch die erzielten Umsatzerlöse eines Betriebes erfasst. Veränderungen des Tierbestandes (sofern sie keine Zukäufe sind) sowie des Bestandes an fertigen und unfertigen Erzeugnissen werden ebenfalls berücksichtigt. Die Subventionen, die ein Betrieb von staatlicher Seite erhält, gehen nicht in den Output mit ein, da die Umsatzerlöse ein Proxy für die tatsächlich erzielte landwirtschaftliche Produktion darstellen sollen. Subventionen gehen nicht aus diesem Produktionsprozess hervor und werden demnach aus der Berechnung der betrieblichen Effizienz ausgeklammert.

Die Analyse der Betriebe beschränkt sich nicht auf ein einzelnes Wirtschaftsjahr, sondern schließt den Zeitraum der Jahre 2000 bis 2008 ein. Aus diesem Grund werden alle monetären Größen, mit Hilfe von

³ Variationen dieses Wertes auf 2,3 bzw. 2,5 GV/ha HFF führten nur zu marginalen Veränderungen der Schätzergebnisse.

Tabelle 1. Deskriptive Darstellung der Netputvariablen

	Mittelwert	Maximum	Minimum	Standardabw.
Inputvariablen				
Arbeitseinsatz (AK)	1,54	4,40	0,29	0,45
Landwirtschaftliche Nutzfläche (ha)	42,2	309,8	0,8	24,20
Materialaufwand (€)	38 032	248 866	3 102	22 706
Kapital (€)	202 876	1 201 397	11 456	126 082
Sonstiger betriebl. Aufwand (€)	16 546	127 578	1 226	9 857
Outputvariable				
erzielte Umsatzerlöse (€)	98 663	513 593	7 764	49 786

Quelle: eigene Darstellung

Preisindizes und dem Jahr 2000 als Basis, deflationiert und so in reale Größen umgewandelt. Die entsprechenden Preisindizes stammen aus der Datenbank des Statistischen Bundesamtes (DESTATIS, 2009). Um unterschiedliche Preisentwicklungen berücksichtigen zu können, werden die erzeugten Güter und eingesetzten Inputfaktoren in Gruppen eingeteilt und getrennt deflationiert. Insgesamt wurden 17 verschiedene Preisindizes verwendet. Auf diese Weise sollen Preiseffekte zwischen den Wirtschaftsjahren ausgeglichen werden, um verzerrte Ergebnisse zu vermeiden. Besonders deutlich wird diese Problematik bei Betrachtung der enormen Preisschwankungen, die in den Jahren 2007 und 2008 sowohl bei den Erzeugerpreisen als auch auf Seite der Betriebsmittel auftraten.

4 Empirische Ergebnisse der Effizienzanalyse

Die Spezifikation der stochastischen Translogfrontier und des Ineffizienzmodells wird anhand einer Reihe von Hypothesentests überprüft. Hierzu werden Likelihood-Ratio-Tests für ein Signifikanzniveau von 5 % durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2 dargestellt. Die Nullhypothese, dass die klassische Cobb-Douglas Funktionsform das Modell ausreichend spezifiziert ($H_0: \beta_{jj} = \beta_{jk} = 0, \forall j, k$) wird abgelehnt. Ebenso werden die Nullhypothesen, dass kein technischer

Fortschritt vorliegt ($H_0: \beta_t = \beta_{tt} = \beta_{tj} = 0, \forall j$) bzw. der technische Fortschritt neutral und für alle Inputfaktoren gleich verläuft ($H_0: \beta_{tj} = 0, \forall j$), durch die Daten abgelehnt. Auch die Nullhypothesen, dass die Agrargebiete ($H_0: \beta_{geb,l} = 0, \forall l$) bzw. die Intensitätsstufen ($H_0: \beta_{int,g} = 0, \forall g$) keinen Einfluss auf die Produktion zeigen, werden abgelehnt. Die Nullhypothese, dass keine Ineffizienzen vorliegen und sämtliche Abweichungen von der Produktionsfrontier durch weißes Rauschen verursacht werden, ($H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_m = 0, \forall m$) wird abgelehnt. Es zeigt sich weiterhin, dass die Spezifikation der stochastischen Produktionsfrontier

nicht auf die Modelle nach AIGNER et al. (1977) bzw. STEVENSON (1980) reduziert werden können, da die entsprechenden Nullhypothesen ($H_0: \delta_0 = \delta_m = 0$ bzw. $H_0: \delta_m = 0, \forall m$) ebenfalls abgelehnt werden.

Aufgrund dieser Tests entspricht das in (9) dargestellte Modell unserem endgültigen Schätzmodell. Die Parameter der stochastischen Produktionsfrontier sowie die Varianzparameter zur Bestimmung der Effizienzwerte wurden durch das Maximum-Likelihood-Schätzverfahren bestimmt. Die Schätzung selbst wurde mit der Software Frontier 4.1 (COELLI, 1996) durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 dargestellt. Von den 41 zu schätzenden Parametern der Produktionsfrontier zeigen sich 35 auf dem 5%-Niveau signifikant. Die Parameter der first-order-Inputvariablen β_j ($j = 1, \dots, 5$) sind positiv und auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden. Die Variable *Materialaufwand* leistet mit einer durchschnittlichen partiellen Produktionselastizität von

Tabelle 2. Hypothesentests zur Modellspezifikation

Nullhypothese	LR-Statistik	Kritischer Wert ($\alpha = 0.05$)	Entscheidung
$H_0: \beta_{jj} = \beta_{jk} = 0, \forall j, k$	372,03	$\chi^2_{15} = 25,00$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \beta_t = \beta_{tt} = \beta_{tj} = 0, \forall j$	665,67	$\chi^2_7 = 14,07$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \beta_{tj} = 0, \forall j$	26,30	$\chi^2_5 = 11,07$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \beta_{geb,l} = 0, \forall l$	1 399,30	$\chi^2_{11} = 19,68$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \beta_{int,g} = 0, \forall g$	749,36	$\chi^2_2 = 5,99$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_m = 0, \forall m$	650,05	$\chi^2_9 = 16,27^1$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \delta_m = 0, \forall m$	427,93	$\chi^2_7 = 14,07$	H ₀ abgelehnt
$H_0: \delta_0 = \delta_m = 0, \forall m$	467,28	$\chi^2_8 = 15,51$	H ₀ abgelehnt

¹ entnommen aus KODDE und PALM (1986)

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3. Koeffizienten der stochastischen Translog-Produktionsfrontier und des Ineffizienz-Modells

Parameter	Koeffizient	SE ¹	Parameter	Koeffizient	SE
β_0	-0,0174	0,0098 ^c	β_{35}	0,0091	0,0111
β_1 (Arbeit)	0,1609	0,0138 ^a	β_{45}	-0,0674	0,0083 ^a
β_2 (Land)	0,1592	0,0113 ^a	β_t (Trend)	0,0485	0,0134 ^a
β_3 (Material)	0,4809	0,0101 ^a	β_{tt} (Trend ²)	0,0343	0,0171 ^b
β_4 (Kapital)	0,1126	0,0078 ^a	β_{t1} ($t * x_1$)	-0,0368	0,0123 ^a
β_5 (sonst. Aufwand)	0,0728	0,0096 ^a	β_{t2} ($t * x_2$)	0,0256	0,0093 ^a
β_{11}	-0,0201	0,0314	β_{t3} ($t * x_3$)	0,0185	0,0086 ^b
β_{22}	-0,0530	0,0154 ^a	β_{t4} ($t * x_4$)	-0,0183	0,0067 ^a
β_{33}	0,1460	0,0154 ^a	β_{t5} ($t * x_5$)	-0,0027	0,0084 ^a
β_{44}	-0,0629	0,0099 ^a	$\beta_{int,1}$ (extensiv)	-0,1224	0,0058 ^a
β_{55}	-0,0427	0,0126 ^a	$\beta_{int,2}$ (intensiv)	0,0734	0,0039 ^a
β_{12}	0,0005	0,0197	$\beta_{geb,l}$ (Agrargebiete 2 – 12)	---	---
β_{13}	-0,0479	0,0169 ^a	Parameter Ineffizienz-Modell		
β_{14}	-0,0247	0,0136 ^c	δ_0	0,1428	0,0480 ^a
β_{15}	0,0819	0,0165 ^a	δ_1 (d_Ausb1)	-0,0803	0,0193 ^a
β_{23}	-0,1116	0,0131 ^a	δ_2 (d_Ausb2)	-0,1934	0,0353 ^a
β_{24}	0,0901	0,0105 ^a	δ_3 (d_Ausb3)	-0,1024	0,0501 ^b
β_{25}	0,0353	0,0123 ^a	δ_4 (d_oeko)	-0,0040	0,0199
β_{34}	0,0381	0,0096 ^a	δ_5 (d_haupt)	-0,2664	0,0407 ^a
Varianz Parameter			δ_6 (emz_ha)	-0,1989	0,0319 ^a
$\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$	0,7308	- ³	δ_7 (alter_bl)	0,2303	0,0419 ^a
σ_u^2	0,0498	- ³			
σ_v^2	0,0184	- ³			
Log Likelihood	4432,61				

a,b,c signifikant auf dem 1-%-, 5-%- bzw. 10-%-Niveau

¹ Standardfehler ² Koeffizienten im Appendix ³ kein Standardfehler berechnet

Quelle: eigene Berechnungen

0,479 den weitaus größten marginalen Beitrag zum landwirtschaftlichen Produktionsprozess, gefolgt von den Variablen *Arbeitseinsatz* (0,169) und *landwirtschaftliche Nutzfläche* (0,145). Die Koeffizienten der Trendvariablen t und t^2 sind positiv und signifikant, was auf einen beschleunigten technischen Fortschritt hinweist. Die signifikanten Parameter β_{tj} ($j = 1, \dots, 4$) zeigen, dass der technische Fortschritt nicht neutral verläuft. Für die Variablen *Materialaufwand* und *landwirtschaftliche Nutzfläche* ermitteln wir faktorsparenden-, für die Variablen *Arbeitseinsatz* und *Kapital* faktornutzenden technischen Fortschritt.

Die geschätzten Skalenelastizitäten liegen zwischen 0,876 und 1,135 mit einem Mittelwert von 0,981 (Abbildung A1 im Appendix). Trotz der Tatsache, dass der Mittelwert nahe an Eins liegt (und damit im Bereich konstanter Skalenerträge), ergibt ein Likelihood-Ratio-Test, dass die Hypothese linearer Homogenität der Produktionsfrontier abgelehnt werden muss (Tabelle 4).

Die Produktionsfrontier ist am Mittelwert der Stichprobe monoton steigend in den Inputs; in der Gesamtbeachtung der spezifischen Produktionselastizitäten liegen nur für die Variablen *sonstiger betrieblicher Aufwand* (für 2,5 % der Beobachtungen) und *Kapital* (1,6 %) negative Werte vor. Auf Grund der geringen Anzahl von negativen Produktionselastizitäten bei einzelnen Inputs gehen wir davon aus, dass die vorliegenden Verletzungen der Annahme strenger Monotonie nicht schwerwiegend sind.

Die Koeffizienten der Variablen zur Abgrenzung besonders extensiv und intensiv geführter Betriebe sind hochsignifikant. Es zeigt sich, dass die extensiven (intensiven) Betriebe unter sonst gleichen Bedingungen einen um etwa 11,5 % (7,6) niedrigeren (höheren) Output erzeugen als die Referenzgruppe. Der Parameter $\gamma = 0,731$ zeigt, dass ein großer Anteil der beobachteten Abweichungen von der

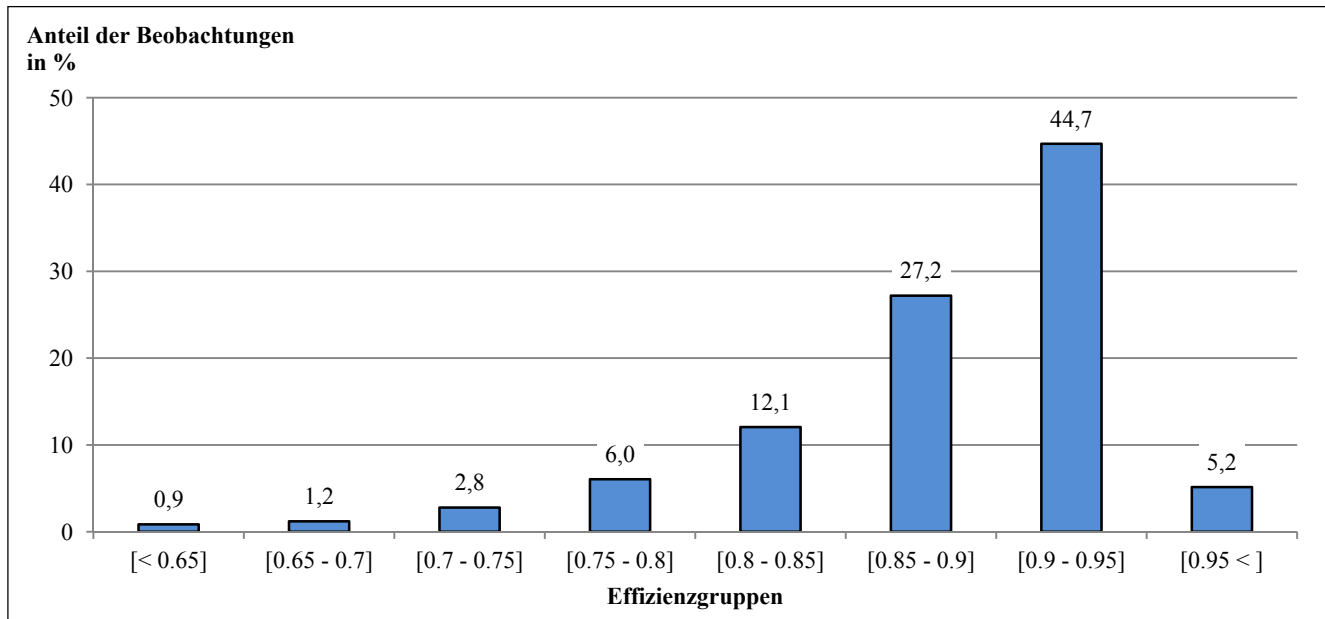
Produktionsfrontier auf das Auftreten von Ineffizienz zurückzuführen ist (49,7 %) ⁴. Die durchschnittliche technische Effizienz der landwirtschaftlichen Betriebe

Tabelle 4. Test auf lineare Homogenität der Produktionsfrontier

Nullhypothese:	
$H_0: \sum \beta_j = 1; \sum \beta_{1j} = \sum \beta_{2j} = \sum \beta_{3j} = \sum \beta_{4j} = \sum \beta_{5j} = \sum \beta_{tj} = 0 \quad \forall j$	
LR-Statistik	25,58
Kritischer Wert ($\alpha = 0,05$)	$\chi^2_7 = 14,07$
Entscheidung	H_0 abgelehnt

Quelle: eigene Darstellung

⁴ γ entspricht nicht dem Anteil der Varianz des Ineffizienzterms an der Gesamtvarianz des zusammengesetzten Fehlerterms. Der Grund dafür ist, dass die Varianz von u gleich $[(\pi - 2)/\pi]\sigma_u^2$ ist und nicht σ_u^2 . Damit wird der Anteil der Ineffizienz γ^* wie folgt berechnet: $\gamma^* = \gamma / \{\gamma + [(1 - \gamma) * \pi / (\pi - 2)]\}$ COELLI et al. 1998.

Abbildung 1. Verteilung der Betriebe nach Effizienzgruppen

Quelle: eigene Darstellung

liegt bei 0,882, das Maximum bei 0,978, das Minimum bei 0,417 und die Standardabweichung bei 0,065. Die Einteilung der Beobachtungen in Effizienzklassen zeigt eine linksschiefe Verteilung, in der fast die Hälfte der Beobachtungen hohe Effizienzwerte über 0.9 erreichen (Abbildung 1).

Dennoch können auch Betriebe mit erheblichem Potential zur Verbesserung von Ineffizienzen identifiziert werden. In welchem Zusammenhang die Effizienz des Produktionsprozesses mit dem wirtschaftlichen Erfolg der Betriebe steht, wird in den nächsten Kapiteln untersucht. In diesem Rahmen wird auch noch näher auf die Ergebnisse des Ineffizienz-Modells eingegangen.

5 Messung des wirtschaftlichen Erfolges der Betriebe

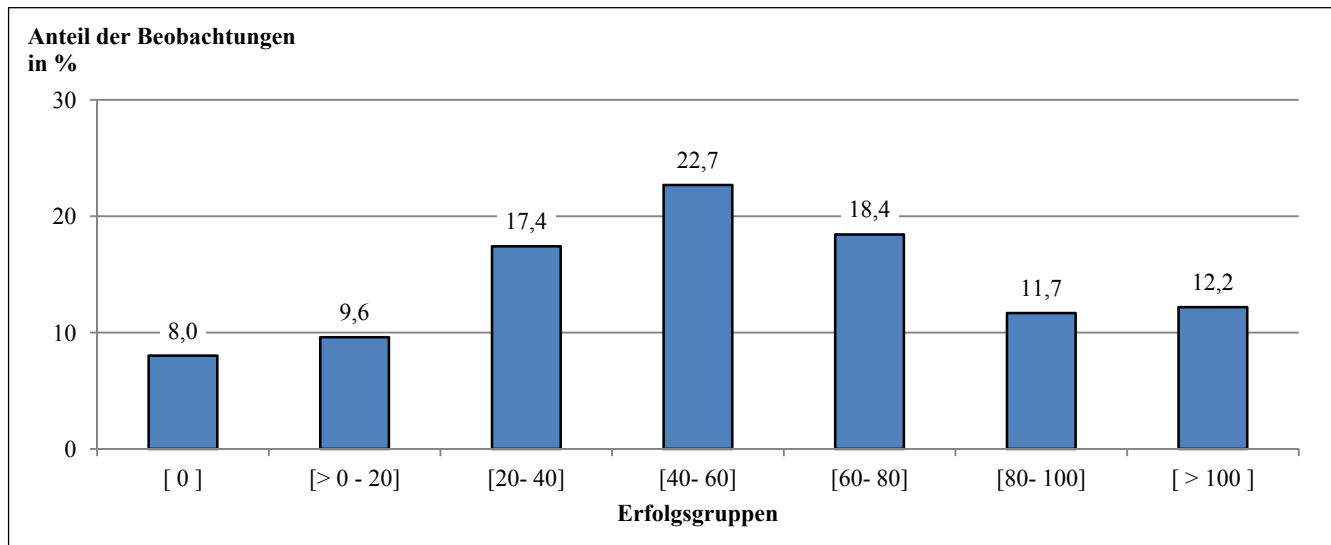
Um den Zusammenhang zwischen der Effizienz und dem wirtschaftlichen Erfolg eines Betriebes untersuchen zu können, wurde zusätzlich zu den Effizienzwerten auch der Erfolg der Betriebe ermittelt. Nach dem Opportunitätskostenansatz wird die Kennzahl *Nettorentabilität* als Maß für den wirtschaftlichen Erfolg verwendet. Diese Kennzahl besitzt den Vorteil, auch unterschiedlich große landwirtschaftliche Betriebe vergleichbar zu machen, da keine absoluten Zahlen angegeben werden. Stattdessen wird ermittelt, in welchem Umfang die betriebseigenen Produktionsfaktoren, die als kalkulatorische Größen in der Bilanz nicht

berücksichtigt werden, aus dem ordentlichen Unternehmensergebnis entlohnt werden können. Damit gibt die *Nettorentabilität* einen zusammenfassenden Überblick über die Rentabilität eines Gesamtbetriebes. Die Ausgangsgröße zur Ermittlung der *Nettorentabilität* ist das ordentliche Ergebnis eines Betriebes. Dieses ergibt sich durch die Korrektur des bilanzierten Gewinnes um zeitraumfremde und außerordentliche Erträge und Aufwendungen. Dem ordentlichen Ergebnis werden die monetären Ansätze zur Entlohnung der betriebseigenen Produktionsfaktoren – d.h. die Faktorkosten – gegenübergestellt. Hierzu gehören der Lohnansatz für den Betriebsleiter sowie alle weiteren nicht entlohten Familienarbeitskräfte, der Zinsansatz für das eingesetzte Eigenkapital ohne Bodenvermögen sowie der Pachtansatz für die in den Betrieb eingebrachten Eigentumsflächen. Die *Nettorentabilität* gibt an, zu welchem Prozentsatz diese Produktionsfaktoren entlohnt werden können (10).

$$(10) \quad \frac{\text{ordentliches Ergebnis}}{\text{Lohnansatz} + \text{Zinsansatz EK} + \text{Pachtansatz}} \cdot 100 = \text{Nettorentabilität}$$

Quelle: verändert nach LFL 2008

Die Berechnung des Lohnansatzes für den Betriebsleiter und weitere nicht entlohnte Arbeitskräfte erfolgt betriebspezifisch nach den Vorgaben des BMELV (2008). Der gewählte Zinssatz für die Entlohnung des eingesetzten Eigenkapitals liegt bei 3,5 %

Abbildung 2. Verteilung der Betriebe nach Erfolgsgruppen

Quelle: eigene Darstellung

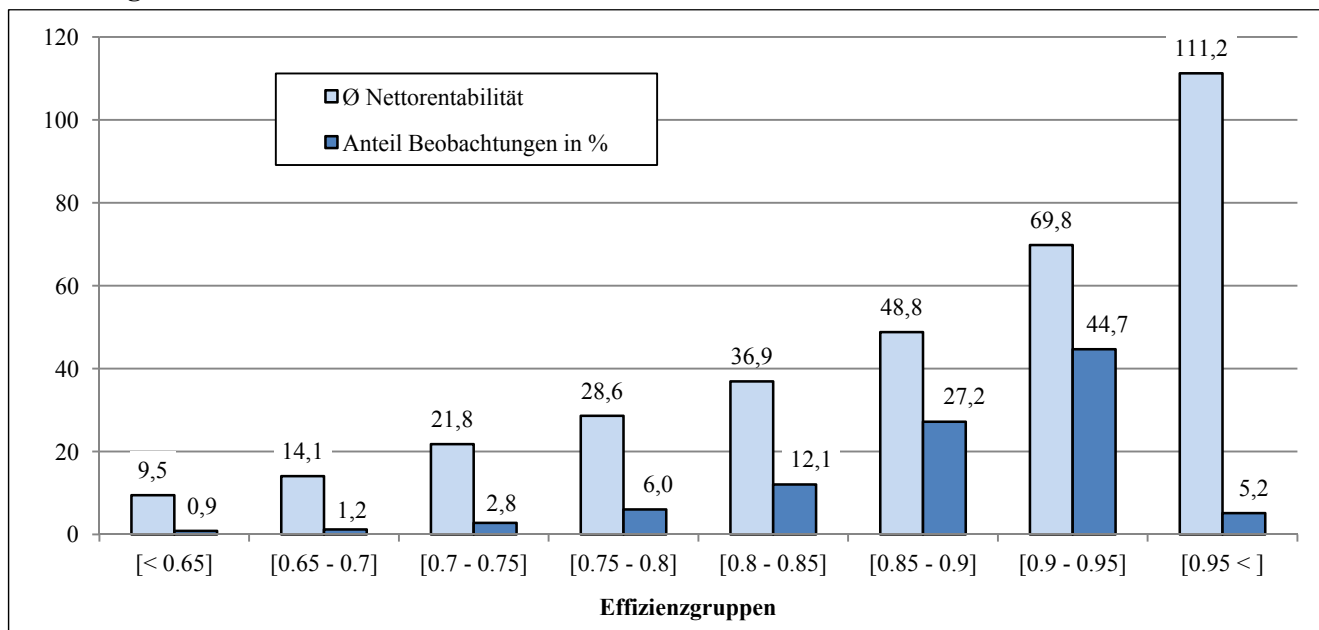
(nach BMELV, 2010). Der Pachtansatz für die in einen Betrieb eingebrachten Eigentumsflächen wird anhand des ortsüblichen Pachtpreises berechnet. Hierzu werden auf Agrargebietsebene die in den Jahren 2000 bis 2008 von Haupterwerbsbetrieben durchschnittlich bezahlten Pachtpreise pro ha verwendet. Die entsprechenden Daten entstammen den LfL-Buchführungsergebnissen (LfL, 2008) dieses Zeitraumes. Der Pachtansatz eines Betriebes ergibt sich damit aus den eingebrachten Eigentumsflächen multipliziert mit dem jeweiligen Pachtpreis. Diese Vorgehensweise wird von den Autoren einer prozentualen Bewertung des Buchwerts der Eigenflächen vorgezogen, da die Opportunitätskosten eines Betriebes für Eigenflächen auf diese Weise besser dargestellt werden. Übersteigt die Nettorentabilität eines Betriebes einen Wert von 100, so bedeutet dies, dass neben einer vollständigen Entlohnung der tatsächlichen und kalkulatorischen Produktionsfaktoren zusätzlich ein Unternehmergewinn erzielt wurde. Weist das ordentliche Ergebnis eines Betriebes einen Verlust aus, kann keine Entlohnung der betriebseigenen Produktionsfaktoren erreicht werden. Aus diesem Grund ist die Kennzahl Nettorentabilität für negative Werte nicht definiert. Vielmehr handelt es sich hierbei um das Verhältnis von Verlusten zu eingesetzten Produktionsfaktoren.⁵ Die Nettorenta-

bilität beträgt damit in diesen Fällen, entsprechend dem Prozentsatz der Entlohnung der betriebseigenen Produktionsfaktoren, Null. Die Nettorentabilität unserer Stichprobe schwankt zwischen 0 und 377,37 bei einer Standardabweichung von 41,82. Der Mittelwert aller Betriebe liegt bei 57,25. Dieser Wert sagt aus, dass in den beobachteten Betrieben im Mittel nur etwa 57 Prozent der betriebseigenen Produktionsfaktoren durch das ordentliche Unternehmensergebnis entlohnt werden können. In etwa 12 % der Beobachtungen erreichen die Betriebe eine Nettorentabilität über 100 und können damit eine zusätzliche Entlohnung ihres unternehmerischen Risikos erzielen (Abbildung 2). In etwa 8 % der Beobachtungen beträgt die erreichte Nettorentabilität Null.

6 Zusammenhang zwischen Effizienz und Erfolg der Betriebe

Der Zusammenhang zwischen der technischen Effizienz des landwirtschaftlichen Produktionsprozesses und dem wirtschaftlichen Erfolg eines Betriebes erscheint logisch begründet. Ein Betrieb, dessen Produktionsprozess einen hohen Effizienzwert erreicht, produziert bei gleichem Inputeinsatz einen höheren Output als ein Betrieb mit geringer Effizienz. Unter sonst gleichen Bedingungen wäre damit zu erwarten, dass effiziente Betriebe einen höheren wirtschaftlichen Erfolg aufweisen. Eine Rangkorrelationsanalyse zeigt, dass dieser theoretische Zusammenhang durch die vorliegenden Daten gestützt wird. Die ermittelte Korrelation beträgt 0,541 und ist auf dem 0,1-%-Ni-

⁵ Ein Betrieb mit einer berechneten Nettorentabilität von -20 ist damit nicht zwangsläufig weniger erfolgreich als ein zweiter Betrieb, der eine Nettorentabilität von -10 erreicht. Wenn dieser zweite Betrieb beispielsweise bei gleich hohen Verlusten noch mehr Produktionsfaktoren eingesetzt hat, so kann dieser in der Gesamtbetrachtung keinesfalls als erfolgreicher eingestuft werden.

Abbildung 3. Nettorentabilität der Betriebe nach Effizienzklassen

Quelle: eigene Darstellung

veau signifikant. Die Einteilung der Betriebe nach Effizienzklassen in Abbildung 3 bestätigt die Korrelationsanalyse und legt offen, dass die effizienten Betriebe weit bessere Erfolgswerte aufweisen als ineffiziente Betriebe. Hervorzuheben ist in diesem Zusammenhang, dass die Gruppe der effizientesten Betriebe im Durchschnitt eine Nettorentabilität von über 100 erreicht und damit einen Unternehmergewinn erzielt.

7 Untersuchung von Einflussfaktoren auf Effizienz und Erfolg

In diesem Kapitel steht die Untersuchung des Einflusses exogener Faktoren auf die technische Effizienz und den wirtschaftlichen Erfolg der untersuchten Milchviehbetriebe im Mittelpunkt. Die hierbei verwendeten Variablen sind in Tabelle 5 dargestellt:

Wie in Kapitel 2 dargestellt, wird der Einfluss auf die Effizienz der Betriebe durch das Ineffizienz-Modell nach BATTESE und COELLI (1995) analysiert. Um festzustellen, wie sich diese Faktoren auf den wirtschaftlichen Erfolg der Betriebe auswirken, wird mit Hilfe des Softwarepaketes Stata 10 (STATA CORP., 2007) eine Tobit-Regression durchgeführt. Auf dieses Verfahren wird zurückgegriffen, da die zu erklärende Variable *Nettorentabilität* in ca. 8 % der Fälle bei Null nach unten zensiert wurde. Die Strukturgleichung der Tobit-Regression stellt sich wie folgt dar:

$$(11) \quad y_{it}^* = \mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\xi} + \omega_{it} \quad \omega_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

mit

$$(12) \quad y_{it} = 0 \quad \text{wenn } y_{it}^* \leq 0$$

$$(13) \quad y_{it} = y_{it}^* \quad \text{wenn } y_{it}^* > 0$$

y_{it} steht in diesem Modell für die beobachtete abhängige Variable *Nettorentabilität*, $\mathbf{z}_{it}$ ist der gleiche Vektor von m erklärenden Variablen wie in Gleichung (5) und $\boldsymbol{\xi}$ ist ein Vektor von zu schätzenden Parametern.

Tabelle 5. Deskriptive Darstellung der exogenen Faktoren der technischen Effizienz und des wirtschaftlichen Erfolgs

	Mittelwert	Maximum	Minimum	Standardabw.
B.L. Gesellenausbildung ¹ (agr.) (%)	65,5	*	*	*
B.L. Meisterausbildung ¹ (agr.) (%)	25,4	*	*	*
B.L. (Fach)-Hochschulabschluss ¹ (agr.) (%)	0,7	*	*	*
Anteil Ökobetriebe ^{1,2} (%)	6,6	*	*	*
Anteil Haupterwerbsbetriebe ¹ (%)	94,5	*	*	*
Ertragsmesszahl (EMZ) pro ha ³	3 232	9 510	500	1 269,4
Alter der Betriebsleiter	47,4	92	19	9,6

¹ Dummyvariable; ² inkl. Betriebe in der Umstellung auf ökologischen Landbau; ³ entspricht der durchschnittlichen EMZ über alle landwirtschaftlich genutzten Betriebsflächen

Quelle: eigene Darstellung

Die Ergebnisse der Tobit-Regression sind in Tabelle 6 dargestellt. Für eine bessere Vergleichbarkeit des Einflusses der z-Variablen auf Ineffizienz und Erfolg der untersuchten Betriebe werden die Koeffizienten des Ineffizienz-Modells in Tabelle 6 wiederholt.

Die geschätzten Koeffizienten der Tobit-Regression und des Ineffizienz-Modells zeigen, dass die meisten verwendeten Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Nettorentabilität und die Ineffizienz der Betriebe aufweisen. Ausnahmen bilden zwei der Ausbildungsvariablen für die Tobit-Regression und die Variable *d_oeko* (ökologische Bewirtschaftung) im Ineffizienz-Modell.

In diesem Teil des Beitrages liegt der Schwerpunkt des Interesses auf der ökonomischen Analyse der tatsächlichen Wirkung der Variablen auf Ineffizienz und Erfolg. Da die Höhe der marginalen Effekte jedoch weder aus den Koeffizienten des Ineffizienz-Modells noch aus den Koeffizienten der Tobit-Regression direkt abgelesen werden können, werden diese gesondert berechnet. Im weiteren Verlauf werden stetige z-Variablen mit z^c und Dummyvariablen mit z^D bezeichnet.

Im Falle des Ineffizienz-Modells erfolgt die Quantifizierung der marginalen Effekte der stetigen z-Variablen *emz_ha* und *alter_bl* auf den Erwartungswert des Ineffizienztterm der Betriebe durch die partielle Ableitung des Effizienzschätzers (6) nach den genannten Variablen. Wir folgen hierbei WANG (2002) und erhalten die marginalen Effekte auf den Erwartungswert des Ineffizienztterm der Betriebe durch:

$$(14) \quad ME_{TE} z_m^c = \frac{\partial E(u_{it}|x_{it}, z_{it})}{\partial z_m^c} = \delta_m \left[1 - \frac{\mu_*}{\sigma_*} \left(\frac{\phi(\mu_*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)} \right) - \left(\frac{\phi(\mu_*/\sigma_*)}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)} \right)^2 \right]$$

ϕ bezeichnet die Dichtefunktion und Φ die kumulative Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung. Für die verwendeten Dummyvariablen kann kein echter marginaler Effekt berechnet werden; es wird vielmehr ermittelt, welchen Effekt eine diskrete

Tabelle 6. Koeffizienten der z-Variablen und deren marginale Effekte auf Ineffizienz und Erfolg der Betriebe

Variablen	Tobit-Regression Nettorentabilität	Ineffizienz-Modell Ineffizienz	Marginale Effekte	
			Nettorentabilität	Ineffizienz
Konstante	30,586 (3,000) ^a	0,1428 (0,0479) ^a	---	---
d_Ausb1	0,0650 (1,462)	-0,0803 (0,0193) ^a	0,0581	-0,0107
d_Ausb2	6,8007 (1,600) ^a	-0,1934 (0,0353) ^a	6,1225	-0,0243
d_Ausb3	-5,3996 (5,141)	-0,1024 (0,0501) ^b	-4,7637	-0,0128
d_oeko	6,6971 (1,602) ^a	-0,0040 (0,0199)	6,0611	-0,0005
d_haupt	15,3238 (1,787) ^a	-0,2664 (0,0407) ^a	13,2048	-0,0393
emz_ha	0,0015 (0,0003) ^a	-0,1989 (0,0319) ^a	1,3463 ¹	-0,0301 ¹
alter_bl	0,0716 (0,041) ^c	0,2303 (0,0419) ^a	0,6396 ²	0,0238 ²
bei Null zensierte Beobachtungen:		1 036		
unzensierte Beobachtungen:		11 878		
Log Likelihood:		-63 134,71		

¹ Effekt einer Änderung der EMZ/ha um 1 000 Punkte

² Effekt einer Änderung des Betriebsleiteralters um 10 Jahre

^{a,b,c} signifikant auf dem 1-%-, 5-%- bzw. 10-%-Niveau; Standardfehler in Klammern

Quelle: eigene Berechnungen

Änderung der Variable von Null auf Eins nach sich zieht. Die Berechnung erfolgt durch:

$$(15) \quad ME_{TE} z_m^D = E(u_{it}|x_{it}, z_{it}, z_{mit} = 1) - E(u_{it}|x_{it}, z_{it}, z_{mit} = 0)$$

Die Koeffizienten der Tobit-Regression können nicht, wie in einer linearen OLS-Regression, direkt interpretiert werden, da diese den marginalen Effekt auf die latente (unbeobachtete) abhängige Variable y_{it}^* angeben. Wir sind jedoch an den Effekten auf den Erwartungswert der tatsächlich beobachteten Variablen y_{it} interessiert. Dieser ergibt sich für die stetigen Variablen z_m^c durch (GREENE, 2003):

$$(16) \quad ME_{NR} z_m^c = \frac{\partial E(y_{it}|z_{it})}{\partial z_m^c} = \xi_m \Phi \left(\frac{z_{it}^c \xi}{\sigma} \right)$$

MCDONALD und MOFFITT (1980) liefern durch die Zerlegung von $\frac{\partial E(y_{it}|z_{it})}{\partial z_m^c}$ eine intuitive Erklärung für dieses Ergebnis. Demnach hat jede Änderung von z_m^c sowohl einen Effekt auf den Erwartungswert von y_{it} , wenn y_{it} im positiven Teil der Verteilung liegt ($y_{it} > 0$), als auch auf die Wahrscheinlichkeit, dass die Beobachtung oberhalb der Grenze von Null liegt. Anstatt eines marginalen Effektes wird für die

Dummyvariablen z_m^D wieder der Effekt der diskreten Veränderung wie folgt berechnet⁶:

$$(17) \quad ME \text{ NR } z_m^D = E(y_{it} | z_{it}, z_{mit} = 1) - E(y_{it} | z_{it}, z_{mit} = 0)$$

Die auf diese Weise jeweils berechneten marginalen Effekte der z -Variablen auf Ineffizienz⁷ und wirtschaftlichen Erfolg sind ebenfalls in Tabelle 6 zusammengefasst.

Die Ergebnisse belegen die positive Wirkung landwirtschaftlicher Ausbildung. Im Vergleich zu einem Betrieb, dessen Leiter keine abgeschlossene landwirtschaftliche Ausbildung hat, verringert sich die Ineffizienz des Betriebes durch alle drei Ausbildungsstufen; z.B. haben Betriebe mit einem Landwirtschaftsmeister als Leiter im Durchschnitt eine um 2,4 % niedrigere Ineffizienz und eine um 6,1 Prozentpunkte höhere Nettorentabilität. Dieses Ergebnis entspricht unseren Erwartungen und steht im Einklang mit den Ergebnissen anderer Studien; z.B. finden ABDULAI und TIETJE (2007) einen positiven Einfluss der landwirtschaftlichen Ausbildung auf die Effizienz norddeutscher Milchviehbetriebe. Der negative Effekt eines agrarwissenschaftlichen Hochschul- bzw. Fachhochschulabschlusses auf die Nettorentabilität überrascht. Da dieses Ergebnis jedoch auf nur 0,7 % der Beobachtungen basiert (siehe Tabelle 5) und der zugrundeliegende Koeffizient der Tobit-Regression höchst insignifikant ist, sehen wir von einer weiteren Interpretation ab. Eine ökologische Bewirtschaftungsform scheint keinen Einfluss auf die Ineffizienz der Betriebe zu haben. Allerdings erreichen ökologisch wirtschaftende Betriebe c.p. eine um 6,1 Prozentpunkte höhere Entlohnung ihrer betriebseigenen Produktionsfaktoren als konventionelle Betriebe. Ein Grund für dieses Ergebnis könnte sein, dass bei der Berechnung der Nettorentabilität staatliche Zuschüsse und Subventionen berücksichtigt wurden.⁸ Diese fallen für Ökobetriebe aufgrund der zusätzlichen Ausgleichszahlungen aus dem bayerischen Kulturlandschaftsprogramm höher aus als für konventionelle Betriebe. Betriebe, die im Haupterwerb bewirtschaftet werden, erreichen im Mittel eine um 3,9 % niedrigere Ineffizienz und eine um 13,2 Prozentpunkte höhere

Nettorentabilität. Auch dieses Ergebnis entspricht unseren Erwartungen, so ermitteln z.B. KARAGIANNIS et al. (2006) für österreichische Milchviehbetriebe einen positiven Einfluss des Haupterwerbs auf deren Effizienz. Es ist anzunehmen, dass die Leiter eines Nebenerwerbsbetriebes Optimierungsmöglichkeiten nicht in demselben Maße nutzen, wie die Leiter von Haupterwerbsbetrieben. Zum einen stehen sie unter einem geringeren Erfolgsdruck, da ein außerlandwirtschaftliches Einkommen als Ausgleich zur Verfügung steht, zum anderen verliert ein Betriebsleiter durch seine regelmäßige Abwesenheit möglicherweise die genauen Einblicke in den Produktionsprozess, die besonders in der Milchviehhaltung wichtig sind. Die Güte der natürlichen Ertragsbedingungen, ausgedrückt durch Ertragsmesszahl pro ha, verringert die Ineffizienz und erhöht den Erfolg der Betriebe. So bringt eine um 1 000 Punkte erhöhte EMZ/ha c.p. eine Steigerung der Nettorentabilität um 1,3 Prozentpunkte mit sich. Der entsprechende durchschnittliche marginale Effekt auf die Ineffizienz liegt bei -0,0301. Da $\partial E(q)/\partial emz_ha = \partial E(-u)/\partial emz_ha$ (WANG, 2002) führt dieser marginale Effekt zu einer Steigerung des Outputs um etwa 3 %. Für das Alter des Betriebsleiters erhalten wir widersprüchliche marginale Effekte. Zum einen erhöht sich die Ineffizienz des Betriebes mit zunehmendem Alter des Betriebsleiters (ca. 2,4 % pro 10 Jahre), zum anderen steigt die Nettorentabilität. Allerdings ist der marginale Effekt auf die Nettorentabilität nur von sehr geringem Umfang (0,64 Prozentpunkte pro 10 Jahre); gleichzeitig ist der entsprechende Koeffizient der Tobit-Regression nur auf dem 10-%-Niveau signifikant. Eine Erklärung für dieses Ergebnis liegt möglicherweise in einer mit zunehmendem Alter steigenden Variabilität des Einflusses. Während ein Teil der Betriebsleiter von einem Zuwachs ihrer Erfahrung profitieren, könnten sich bei anderen mögliche negative Effekte ihres Alters auswirken.⁹

Wir weisen im Hinblick auf die Aussagekraft der marginalen Effekte darauf hin, dass sowohl der wirtschaftliche Erfolg, als auch die Effizienz eines landwirtschaftlichen Betriebes von weit mehr Faktoren abhängen wird, als in den vorgestellten Modellen berücksichtigt werden konnten. Es kann also davon ausgegangen werden, dass die enthaltenen Variablen als Proxy für weitere Eigenschaften der Betriebe wir-

⁶ Für den vollständigen Ausdruck zur Berechnung von $E(y_{it} | z_{it})$ wird auf GREENE 2003 verwiesen.

⁷ Die angegebenen Werte der marginalen Effekte auf den Erwartungswert des Ineffizienzturm $E(u_{it} | x_{it}, z_{it})$ entsprechen dem jeweiligen Stichprobenmittelwert.

⁸ Im Gegensatz zum Output der Produktionsfrontier (siehe Kapitel 3).

⁹ Die Aufnahme einer quadrierten Form der Variable $alter_bl$ zur Untersuchung eines möglicherweise nicht-linearen Zusammenhanges führte zu keiner signifikanten Verbesserung der Schätzung.

ken. Ein Beispiel stellt die Erwerbsform der Betriebe dar. Die Haupterwerbsbetriebe der Stichprobe sind im Mittel größer und erreichen eine höhere Milchleistung als Nebenerwerbsbetriebe. Weiterhin ist anzunehmen, dass in diesen Betrieben eine höhere Bereitschaft zu Neuinvestitionen vorliegt. Der marginale Effekt der Variable *d_haupt* ist also als gemeinsamer Effekt dieser und weiterer Eigenschaften zu interpretieren.

8 Schlussbemerkungen

In diesem Beitrag wurde der Zusammenhang zwischen dem wirtschaftlichem Erfolg und der technischen Effizienz landwirtschaftlicher Milchviehbetriebe in Bayern untersucht. Die Methoden, die zur Analyse dieser Größen herangezogen wurden, basieren auf unterschiedlichen Ansätzen. Die Ermittlung von Effizienzwerten mittels stochastischer Frontieranalyse folgt einem parametrischen Ansatz und beruht auf der Untersuchung der Residuen einer ökonometrisch geschätzten Produktionsfrontier. Im Gegensatz dazu kommt mit der Kennzahl Nettorentabilität ein Konzept zum Einsatz, dass den Erfolg eines Betriebes nach dem Opportunitätskostenansatz durch die Entlohnung der betriebseigenen Produktionsfaktoren abbildet. Wenn Betriebe mit einem effizienten Produktionsprozess bei gleichem Inputeinsatz mehr Output erzeugen als ineffiziente Betriebe, sollten diese auch wirtschaftlich erfolgreicher sein. Dieser grundlegende Zusammenhang wird in unserem Beitrag bestätigt. Die durchschnittlich ermittelte technische Effizienz liegt bei 88,2 %. Knapp die Hälfte der beobachteten Betriebe erzielt hierbei hohe Effizienzwerte über 90 %. Allerdings erreichen nur die Betriebe der effizientesten Gruppe im Mittel eine Nettorentabilität über 100 % und können damit neben einer vollständigen Entlohnung ihrer betriebseigenen Produktionsfaktoren einen Unternehmergewinn erwirtschaften. Demgegenüber steht die Gruppe der Betriebe mit Effizienzwerten unter 80 %, mit einer durchschnittlichen Nettorentabilität unter 30 %. Die Untersuchung exogener Einflussvariablen zeigt, dass sich deren Wirkung auf Effizienz und Nettorentabilität im Allgemeinen entsprechen. Hervorzuheben ist, dass insbesondere die Führung des Betriebes im Haupterwerb zu höheren Werten bei Effizienz und Nettorentabilität führt. So erreichen Betriebe, die im Haupterwerb geführt werden, eine um 13,2 Prozentpunkte höhere Nettorentabilität und eine um knapp 4 % verringerte Ineffizienz. Vielleicht sozialpolitisch erwünschte

Effekte des Nebenerwerbs und zum Teil von der Gewinnmaximierung abweichende Unternehmensziele erschweren die direkte Beurteilung der Ergebnisse für Nebenerwerbsbetriebe. Im Hinblick auf die Wettbewerbsfähigkeit des bayerischen Milchsektors unterstützen jedoch unsere Ergebnisse durchaus das Ziel einer verstärkten Milcherzeugung im Haupterwerb. Darüber hinaus zeigen die positiven Effekte der Meisterausbildung, wie wichtig es ist, einen flächendeckend hohen Anteil an gut ausgebildeten Betriebsleitern zu erreichen.

Literatur

- ABDULAI, A. und H. TIETJE (2007): Estimating Technical Efficiency Under Unobserved Heterogeneity with Stochastic Frontier Models: Application to Northern German Dairy Farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 34 (3): 393-416.
- ABL. EU – Amtsblatt der Europäischen Union (Hrsg.) (1985): Entscheidung der Kommission vom 7. Juni 1985 zur Errichtung eines gemeinschaftlichen Klassifizierungssystems der landwirtschaftlichen Betriebe. (85/377/EWG). Brüssel.
- AIGNER, D., C.A.K. LOVELL und P. SCHMIDT (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. In: *Journal of Econometrics* 6 (1): 21-37.
- BATTESE, G.E. und T.J. COELLI (1993): A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects. In: *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, Nr. 69. Department of Econometrics, University of New England, Armindale.
- (1995): A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. In: *Empirical Economics* 20 (2): 325-332.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (Hrsg.) (2008): Buchführung der Testbetriebe. Ausführungsanweisung zum BMELV – Jahresabschluss. Bonn.
- (Hrsg.) (2010): Kennzahlen der Buchführung. Online verfügbar unter: <http://www.bmelv-statistik.de/de/testbetriebsnetz/buchfuehrungsergebnisse-landwirtschaft/kennzahlen-der-buchfuehrung/>, zuletzt geprüft am 05.08.2010.
- 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.
- COELLI, T.J. (1996): A Guide to FRONTIER 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. CEPA Working Paper 96/07. University of New England, Armindale.
- COELLI, T.J., D.S.P. RAO und G.E. BATTESE (1998): An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- DESTATIS (Statistisches Bundesamt Deutschland) (2009): Sachgebiete und Statistiken, Agrarpreise, Preise gewerbl. Produkte, Baupreise. Online verfügbar unter:

- <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/online>, zuletzt geprüft am 10.07.2009.
- DORFNER, G. (2008): Konkurrenz um Rohstoffe – Konsequenzen für die Rinderhalter. In: Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft (Hrsg.): Milch und Fleisch nachhaltig erzeugen – Nährstoffkreislauf im Griff. LfL-Jahrestagung am 05.03.2008 in Freising.
- FARRELL, M.J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency. In: Journal of the Royal Statistical Society (Series A) 120 (3): 253-281.
- GREENE, W.H. (2003): Econometric Analysis. 5. ed. Prentice Hall, New Jersey.
- GUBI, G. (2006): Analyse der erfolgs- und effizienzbestimmenden Faktoren im ökologischen Landbau. Dissertation, Christian Albrechts Universität Kiel, Institut für Agrarökonomie.
- HALLAM, D. und F. MACHANDO (1996): Efficiency Analysis with Panel Data: A Study of Portuguese Dairy Farms. In: European Review of Agricultural Economics 23 (1): 79-93.
- HUANG, C.J. und J.T. LIU (1994): Estimation of a Non-neutral Stochastic Frontier Production Function. In: Journal of Productivity Analysis 5 (2): 171-180.
- KARAGIANNIS, G., K. SALHOFER und F. SINABELL (2006): Technical Efficiency of Conventional and Organic Farms: Some Evidence for Milk Production. In: Österreichische Gesellschaft für Agrarökonomie (Hrsg.): 16. Jahrestagung der ÖGA vom 28. bis 29.09.2006, Wien.
- KODDE, D.A. und F.C. PALM (1986): Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions. In: Econometrica 54 (5): 1243-1248.
- KOOPMANS, T.C. (1951): An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities. In: Koopmans, T.C. (Hrsg.): Activity Analysis of Production and Allocation. Cowles Commission for Research in Economics. Monograph Nr. 13. Wiley & Sons, New York.
- KUMBHAKAR, S.C., S. GHOSH und J.T. MCGUCKIN (1991): A Generalized Production Frontier Approach for Estimating determinants of Inefficiency in US Dairy Farms. In: Journal of Business and Economic Statistics 9 (3): 279-286.
- LF L (Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft) (Hrsg.) (2008): Buchführungsergebnisse des Wirtschaftsjahres 2007/2008. Institut für Strukturentwicklung, Betriebswirtschaft und Agrarinformatik, München.
- MCDONALD, J. und R. MOFFITT (1980): The Uses of Tobit Analysis. In: Review of Economics and Statistics 62 (2): 318-321.
- MEEUSEN, W. und J. VAN DEN BROECK (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. In: International Economic Review 28 (2): 435-444.
- NEHRING, R., J. GILLESPIE, C. SANDRETTO und C. HALLAHAN (2009): Small U.S. Dairy Farms: Can They Compete? In: Agricultural Economics 40 (Supplement S1): 817-825.
- STATA CORP. (2007): Stata Statistical Software: Release 10. StataCorp LP, College Station, TX.
- STMLF (Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten) (2009): Maßnahmenübersicht KULAP-A. Online verfügbar unter: <http://www.stmlf.bayern.de/agrarpolitik/programme/foerderwegweiser/>, zuletzt geprüft am 10.07.2009.
- STEVENSON, R.E. (1980): Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. In: Annals of Applied Econometrics 13 (1): 57-66.
- WANG, H. (2002): Heteroscedasticity and Non-Monotonic Efficiency Effects of a Stochastic Frontier Model. In: Journal of Productivity Analysis 18 (3): 241-253.

Danksagung

Wir bedanken uns bei zwei anonymen Gutachtern dieser Zeitschrift für die gründliche Durchsicht des Manuskripts und die hilfreichen Kommentare.

Kontaktautor:

MAGNUS KELLERMANN

Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre,

Umweltökonomie und Agrarpolitik

Technische Universität München

Alte Akademie 14, 85350 Freising-Weihenstephan

E-Mail: magnus.kellermann@tum.de

Appendix

Tabelle A1. Koeffizienten der Agrargebietsvariablen

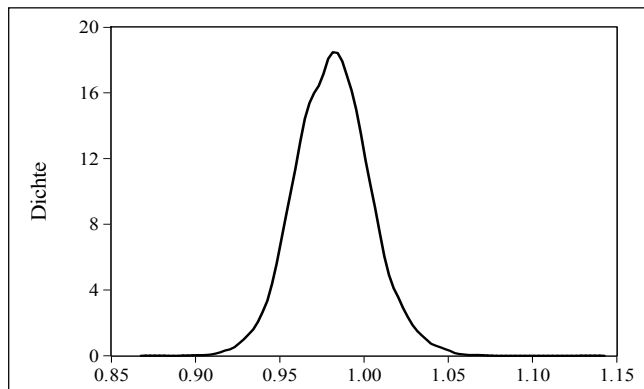
Parameter	Koeffizient	SE ¹
β_{geb2}	0.0605	0.0059 ^a
β_{geb3}	0.0416	0.0064 ^a
β_{geb4}	-0.0158	0.0075 ^b
β_{geb5}	-0.0556	0.0098 ^a
β_{geb6}	-0.1261	0.0161 ^a
β_{geb7}	-0.0969	0.0070 ^a
β_{geb8}	-0.0585	0.0070 ^a
β_{geb9}	-0.1167	0.0075 ^a
β_{geb10}	-0.1362	0.0069 ^a
β_{geb11}	-0.1278	0.0119 ^a
β_{geb12}	-0.1370	0.0126 ^a

¹ Standardfehler

^{a,b,c} signifikant auf dem 1-%-, 5-%- bzw. 10-%-Niveau

Quelle: eigene Berechnungen

Abbildung A1. Verteilung der Skalenelastizität (Kerndichteschätzung)



Quelle: eigene Darstellung