AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

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

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

SCHRIFTEN DER GESELLSCHAFT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTEN DES LANDBAUES E.V.

Lakner, S.: Einflussfaktoren auf die Effizienz von Ökologisch wirtschaftenden Milchviehbetrieben – Die Rolle von Agglomerationen und von Agrarpolitischer Förderung. In: Loy, J.-P., Müller, R.A.E.: Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 45, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (2010), S. 259-270.

Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 45, 2010: 259-270

EINFLUSSFAKTOREN AUF DIE EFFIZIENZ VON ÖKOLOGISCH WIRTSCHAFTENDEN MILCHVIEHBETRIEBEN – DIE ROLLE VON AGGLOMERATIONEN UND VON AGRARPOLITISCHER FÖRDERUNG

Sebastian Lakner[1]

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag untersucht die Einflussfaktoren auf die technische Effizienz ökologischer Milchviehbetriebe in Deutschland. Der Datensatz besteht aus Buchführungsdaten von 305 Betrieben aus den Wirtschaftsjahren 1994/1995 bis 2004/2005. Fünf Inputs und ein Output wurden mit Hilfe einer stochastischen Frontieranalyse (SFA) untersucht. Das Model lässt simultan die Schätzung von Heteroskedastizität zu und schätzt die Einflussfaktoren auf die technische Effizienz mit Hilfe des „Technical Effects Model". Die Auswahl der Bestimmungsgründe der technischen Effizienz umfasst 5 Indikatorgruppen. Die Analyse ist fokussiert auf die Auswirkungen der agrarpolitischen Instrumente und der regionalen Einflussfaktoren. Die Ergebnisse zeigen, dass die Zahlungen aus den Agrarumweltprogrammen die technische Effizienz kaum beeinflussen. Betriebe, die an Agrarinvestitionsprogrammen teilnehmen, zeigen dagegen eine niedrigere Effizienz. Daneben bestätigt die Studie, dass im Bereich des ökologischen Landbaus Agglomerationseffekte auftreten, die sich positiv auf die einzelbetriebliche Effizienz auswirken.

Keywords

Effizienzanalyse, ökologische Landwirtschaft, Agglomerationseffekte, Subventionen

1 Einleitung

Ökologische Milchvieh-Betriebe unterliegen in den nächsten Jahren einigen Herausforderungen, die Chancen und Risiken beinhalten:

Die Marktentwicklung im Milchbereich war im letzten Jahr gekennzeichnet von sinkenden Auszahlungspreisen für Milch. Dieser Verfall bei den Milchpreisen wurde auf dem Ökomarkt nicht vollständig mit vollzogen. Die Differenz der Auszahlungspreise liegt nach wie vor bei 15 ct/kg im Gegensatz zu 8 ct/kg vor dem Preisanstieg in 2007 (ZMP 2009, Stand Febr. 09).

- Die Reform der Direktzahlungen durch die EU wirkt sich mittelfristig leicht positiv auf die Gewinnsituation der Milchviehbetriebe. OFFERMANN et al. (2009) modellieren die Einführung der entkoppelten Direktzahlungen an Hand des Testbetriebsnetzes unter Berücksichtigung der konkreten Ausgestaltung der EU-Agrarreform. Hiernach reduziert sich für spezialisierte Milchviehbetriebe die Differenz der Direktzahlungen zwischen konventionellen und ökologischen Betrieben von 35% auf 11%. Bei den ökologischen Futterbaubetrieben hingegen sind die erhaltenen Direktzahlungen im Vergleich zu konventionellen Futterbaubetriebe etwas niedriger (OFFERMANN et al. 2009: S. 223-225).
- Die Auswirkung der schrittweisen Anhebung der Milchquote und die Abschaffung der Milchquote nach 2013 für ökologisch wirtschaftende Betriebe ist zur Zeit noch nicht untersucht. Es ist allerdings klar, dass Betriebe ihr Produktionsprogramm bereits jetzt an die Reformen anpassen müssen.

[1] Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Georg-August Universität Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen, slakner@gwdg.de

- Die Einführung von ELER[2] in 2007 ergab für die Ökoprämien auf Bundesländerebene größere Veränderungen, da die Prämien für die Beibehaltung des Ökolandbaus in vielen Bundesländern sowie im GAK-Rahmenplan abgesenkt wurden. Auch die Umstellungsprämien wurden in einigen Bundesländern gestrichen. Andererseits wurde die Förderung im Bereich regenerativer Energien seit 2004 ausgebaut, so dass eine Umstellung auf Ökolandbau je nach Standort und Bundesland mitunter an Vorzüglichkeit deutlich verloren hat. Dies lässt sich auch an den z.T. niedrigen Umstellungsraten seit 2005 ablesen. Allerdings haben einige Länderregierungen sowie der PLANAK-Ausschuss auf diese Entwicklung mit einer Anhebung der Beibehaltungs- und Umstellungsprämien in Bayern, Sachsen und Mecklenburg-Vorpommern sowie im GAK-Rahmenplan in 2009 reagiert.
- Schließlich steht die Landwirtschaft im allgemeinen vor ökologischen Herausforderungen: Sinkende Artenzahlen, nach wie vor bestehende Verschmutzung von Grund- und Oberflächengewässern sowie der Anforderungen an die Landwirtschaft, Produktionstechniken im Hinblick auf den Klimawandel zu optimieren, stellen hohe Anforderungen gerade an die Milchproduzenten.

Der einzelne Ökobetrieb kann auf derartige Entwicklung auch mit einer Verbesserung der innerbetrieblichen technischen Effizienz reagieren. Ein günstigeres Verhältnis von Input und Output wirkt sich auch positiv auf Erfolgskennziffern wie Gewinn aus (vgl. GUBI 2006). Die Produktionstechnologie des ökologischen Landbaus weicht von der im konventionellen Landbau ab, da die Vermeidung von negativen Externalitäten die Seite der Inputs beeinflusst und auch die Produktion von positiven Externalitäten auf der Outputseite zu berücksichtigen ist. Daneben ist der ökologischen Landbau stärker von den vorhandenen natürlichen Ressourcen eines Standortes abhängig, was in einer größeren Streuung von Effizienzwerten resultieren kann (wie z.B. in KUMBHAKAR et al. 2009).

Es erscheint aus den genannten Gesichtspunkten interessant, sich mit den Bestimmungsgründen von technischer Effizienz auf Ökobetrieben zu beschäftigen. Im vorliegenden Beitrag wird die technische Effizienz von Ökobetrieben mit einer stochastischen Produktionsfrontier (SFA) analysiert und die Bestimmungsgründe der technischen Effizienz diskutiert. Neben den betrieblichen Bestimmungsgründen werden auch regionale Einflussfaktoren sowie die Wirkung von Agrarumweltzahlungen und Investitionsbeihilfen in die Analyse einbezogen.

2 Literatur-Übersicht und Begründung der Modellvariablen

In den letzten Jahren wurden einige Studien publiziert, die ihren Fokus auf der Effizienz von ökologisch wirtschaftenden Betrieben hatten. OUDE LANDSINK et al. (2002) konnten mit Hilfe einer Data Envelopment Analyse (DEA) zeigen, dass Ökobetriebe im Durchschnitt näher an ihrer Frontier wirtschaften, andererseits aber eine weniger produktive Technologie als konventionelle Betriebe einsetzen. Die Frage, wie die „konventionellen Vergleichsbetriebe“ innerhalb des Samples gefunden wurden, ist in der Arbeit nicht diskutiert. Um eine vollständige Vergleichbarkeit zu erreichen, muss die Gruppe konventioneller Betriebe nach bestimmten Kriterien klar abgegrenzt sein (vgl. OFFERMANN und NIEBERG 2001), da ansonsten Ergebnisse durch andere Effekte[3] verzerrt werden können.

[2] EU-Verordnung Nr. 1698/2005 über „Die Förderung der Entwicklung des ländlichen Raums durch den Europäischen Landwirtschaftsfonds für die Entwicklung des ländlichen Raums (ELER)“

[3] Die Effizienzunterschiede zwischen ökologischen und konventionellen Betrieben können durch Effizienzunterschiede zwischen Produktionsrichtungen überlagert sein. So wurden 1999 z.B. 6,6 % der konventionellen lw. Betriebe als Veredlungsbetriebe eingestuft aber nur 1,4 % der ökologischen lw. Betriebe (STATISTISCHES BUNDESAMT 2002). Auch das Produktionsprogramm der Betriebe beider Produktionsrichtungen unterscheidet sich stark. Eine mangelnde Definition von Vergleichsbetrieben kann dazu führen, dass Effizienzunterschiede strukturell bestimmt sind und nicht durch den Unterschied der Produktionsrichtungen „ökologisch“ und „konventionell“.

Eine weitere Studie von SIPILÄINEN und OUDE LANSINK (2005) untersucht die technische Effizienz von ökologischen und konventionellen Milchbetrieben. Die Ergebnisse zeigen, dass die Umstellungsphase 6-7 Jahre dauern kann.

TSOUVELKAS et al. (2001) analysieren die Effizienz von ökologischen und konventionellen Oliven-Produzenten in Griechenland. In dieser Studie wiesen die ökologischen Betriebe eine höhere Effizienz auf als die konventionellen Betriebe. Die Produktionstechnologien beider Gruppen unterscheiden sich stark, was sich u.a. an einer deutlich höheren Elastizität des Faktors Arbeit im ökologischen Landbau zeigt (0,42 vs. 0,19). Die ökologischen Betriebe weisen steigende Skalenerträge auf (1,12), während die konventionelle Gruppe mit sinkenden Skalenerträgen (0,72) arbeitet. Eine weitere Studie über die griechische Olivenproduktion konnte mit Hilfe eines Innovationsindex zeigen, dass ökologisch wirtschaftende Betriebe, die innovative Techniken nutzen, bessere Effizienzwerte erzielen. Auch Betriebe, die aktuell keine innovativen Technologien in ihrem Betrieb nutzten, weisen Verbesserungspotenzial auf (KARAFILLIS und PAPANAGIOTOU 2008).

Eine Arbeit von GUBI (2006) beschäftigt sich mit den Bestimmungsgründen von ökologischen Betrieben in Deutschland mit Hilfe von DEA und SFA. Es zeigt sich, dass Erfolgskennzahlen der Betriebe mit Effizienzkennzahlen korrelieren. Die technische Effizienz bei Milchbetrieben ist in dieser Studie abhängig vom Anteil der Familienarbeitskräfte, der Intensität, vom Spezialisierungsgrad und vom Anteil der Flächen mit Bewirtschaftungsauflagen. Ein hoher Anteil von Familienarbeitskräften und eine niedrige Intensität wirken sich positiv und ein hoher Spezialisierungsgrad und ein hoher Anteil mit Flächen mit Bewirtschaftungsauflagen negativ auf die technische Effizienz aus. Eine Studie mit demselben Datensatz untersucht den Grad der optimalen Spezialisierung (FRANCKSEN et al. 2007).

LOHR und PARK (2006) untersuchen den Einfluss von bodenverbessernden Maßnahmen auf die Effizienz von ökologischen Milchviehbetrieben in den USA. Hierbei werden die Betriebe in erfahrene und nicht-erfahrene Betriebe eingeteilt. In beiden Gruppen verbessert sich die Effizienz im Zeitablauf. Neue Betriebe sind dabei im Durchschnitt effizienter als Landwirte mit mehr als 5 Jahren Bio-Erfahrung.

KUMBHAKAR et al. (2008) untersuchen, welche Gründe die Umstellungsentscheidung bestimmen und ob diese von Effizienzerwägungen geleitet ist. Die Ergebnisse legen nahe, dass die Umstellungsentscheidungen von vergangenen Umstellungsentscheidungen, von angebotenen Förderprogrammen und von der Tierdichte auf dem Betrieb bestimmt werden. Ineffizienz ist kein Bestimmungsgrund für die Umstellungsentscheidung.

Es ist fraglich, ob die Fragestellung in dieser Form modellierbar ist. So zeigen Studien, dass es in Deutschland vielfältige Gründe für eine Umstellung auf den ökologischen Landbau gibt. SCHULZE-PALS (1994) und KÖHNE und KÖHN (1998) konnten darstellen, dass Betriebe auf schlechteren Standorten aufgrund von niedrigen Opportunitätskosten eher umstellungsbereit sind. Politische Einstellungen und ökologische Bedenken werden als weitere wichtige Gründe für Umstellung genannt (RAHMANN et al. 2004). HOLLENBERG (2001) geht davon aus, dass die Umstellungsentscheidung von der persönlichen Einstellung gegenüber einer Produktionsrichtung beeinflusst ist. Laut NIEBERG (2008) vermuten 13 % der ökologisch wirtschaftenden Betriebe unter konventioneller Wirtschaftsweise einen höheren Gewinn zu erzielen. Ein Teil der Ökobetriebe nimmt somit einen niedrigeren Gewinn in Folge der Umstellung bewusst in Kauf. Auch eine unterschiedliche Risikowahrnehmung mag eine Rolle für oder gegen eine Umstellungsentscheidung spielen (MUßHOFF und HIRSCHAUER 2008, SERRA et al. 2008).

Eine Vielzahl von Studien beschäftigt sich mit der Bestimmung der Effizienz auf landwirtschaftlichen Betrieben im allgemeinen (BATTESE und COELLI, 1995; BRÜMMER und LOY, 2000; BALMANN und CZASCH, 2001; CURTISS, 2002, DAVIDOVA und LATRUFFE, 2007), aus diesen konnten folgende Variablen-Gruppen (1) Managementfähigkeiten und Bildung, (2)

Betriebsstruktur und natürliche Standortfaktoren, (3) Institutionelle Wahl sowie (4) Marktorientierung und Abhängigkeit von politischer Unterstützung als wichtige Bestimmungsgründe der technischen Effizienz abgeleitet werden. Darauf basierend wurden für diese Analyse folgende mögliche Determinanten der technischen Effizienz ausgewählt und in Gruppen eingeteilt:

1. **Management-Fähigkeiten und Bildung:** Es ist zu erwarten, dass Betriebe, deren Betriebsleiter **keine spezifisch landwirtschaftliche Ausbildung** absolviert haben, niedrigere Effizienzwerte erreichen. Die Wahrnehmung von **spezieller Beratung** könnte sich positiv auf die Performance eines Betriebes auswirken. Betriebe in der **Umstellungsphase** dürften eine niedrigere Effizienz erzielen, da die Umstellung mit einem hohen Lernaufwand verbunden ist.
2. **Betriebsstruktur und natürliche Ressourcen:** Eine hohe **Bodenqualität** (gemessen in EMZ/ha) könnte einen positiven Einfluss auf die Effizienz haben, da sie dem Betrieb mehr Spielraum für Input und Output-Variation bietet. Ein niedriger **Grünlandanteil** könnte zu einer niedrigeren Effizienz führen, da dies auf einen hohen Anteil des Marktfruchtbaus und somit auch auf einen höheren Umsatz hindeutet. Andererseits weist ein hoher Grünlandanteil auf einen hohen Grad der Spezialisierung und somit evtl. auch auf eine hohe Effizienz hin. Von einer **hohen Milchquote** kann eine höhere Effizienz erwartet werden, da dies auf Größeneffekte hinweist. Der **Eigenkapitalanteil** könnte die technische Effizienz in beide Richtungen beeinflussen, je nachdem welche Annahmen getroffen werden (vgl. DAVIDOVA und LATRUFFE 2007)[4].
3. **Institutionelle Wahl:** Die **Wahl der Rechtsform** (GbR) ist idR. mit Transaktionskosten verbunden. Wenn ein Betrieb von der Rechtform des Einzelbetriebes abweicht, so ist dies ein Indikator für eine umfassende Betriebsentwicklung. Eine weitere Wahloption eines Agrarbetriebes besteht in der **Wahl der Umsatzbesteuerung**. Nimmt ein Betrieb die (finanziell in den meisten Fällen vorteilhaften) Pauschalierung nicht wahr, so deutet dies auf getätigte Investitionen bzw. auch auf eine umfassende Betriebsentwicklung hin. Beides kann sich auf der Produktionsebene aufgrund von Lern- und Anpassungsprozessen kurzfristig negativ, langfristig allerdings in einer höheren technischen Effizienz widerspiegeln.
4. **Politische Unterstützung:** Die Höhe der **Agrarumweltzahlungen**[5] könnte auf eine höhere Politikabhängigkeit hindeuten, die mit einer niedrigeren Effizienz einhergehen könnte. Andererseits sollten Agrarumweltzahlungen theoretisch produktionsneutral sein, da positive und negative Externalitäten nicht in der Produktionsfunktion berücksichtigt werden. **Investitionshilfen** werden von Betrieben genutzt, die in neue Technologien investieren und somit ihre Produktionstechnologie mittel- bis langfristig an die Frontier annähern. Analog kann hier kurzfristig ein negativer, mittel- und langfristig ein positiver Effekt auf die technische Effizienz erwartet werden.
5. **Regionale Einflussfaktoren: Dummies** für die Regionen Ost-, Nord- und Westdeutschland stellen regionale Unterschiede in der Effizienz dar[6]. Hierbei kann erwartet werden, dass Betriebe in Ostdeutschland eine höhere Effizienz aufweisen, da sie (auch im ökologischen Sektor) eine hohe internationale Wettbewerbsfähigkeit aufweisen

[4] Fremdkapital kann den Betriebsleiter zu einer erhöhten Effizienz motivieren, da er das Kapital abbezahlen möchte (1). Fremdkapital führt zu hohen internen Kontrollkosten und somit zu einer geringeren Effizienz (2). Aufgrund der Risiko-Aversion von Geldgebern bekommen nur effiziente Betriebe Kredite, so dass eine hohe Fremdkapitalrate auf eine hohe Effizienz hindeutet (3) (DAVIDOVA und LATRUFFE 2007: 270/271). Daneben kann ein hoher Fremdkapital-Anteil auf Investitionen in neue Technologien hindeuten, die aufgrund des Lernprozesses kurzfristig zu einer geringeren Effizienz führen (4).

[5] Es handelt sich um die Zahlungen für die ökologische Bewirtschaftung von Acker- und Grünland, die in den Bundesländern unter verschiedenen Begriffen gezahlt und somit unterschiedlich verbucht werden.

[6] Süddeutschland ist mit 80% der Beobachtungen Referenzregion.

(HEMME et al. 2004). Daneben werden **Agglomerationseffekte** untersucht, die eine potenziell positive Auswirkung auf die einzelbetriebliche Effizienz haben können (vgl. BICHLER et al. 2005). Die **(a) Lokalisationseffekte** werden mit Hilfe des Anteils von Ökobetrieben auf Landkreisebene dargestellt, die **(b) Urbanisationseffekte** werden als Entfernung zur nächsten Molkerei (als verarbeitender Betrieb) ausgedrückt. Betriebe, die **(a)** in Regionen mit einer hohen Dichte von Ökobetrieben wirtschaften, können stärker von Nachbarn lernen. Daneben können Betriebe bei einer großen Nähe zu Abnehmern und Lieferanten **(b)** mehr von spezifischen Informationen profitieren. Schließlich wird der Einfluss des **sozio-ökonomischen Umfeldes** auf die einzelbetriebliche Effizienz mit Hilfe des Bundestags-Wahlergebnisses von Bündnis90/Die Grünen auf Landkreisebene untersucht[7]. Aus der Geschichte des ökologischen Landbaus ist bekannt, dass Betriebe sich mit Hilfe von lokalen Verbrauchergruppen, die den Betrieb aktiv unterstützen, besser entwickeln können (GERBER et al. 1996: 617 ff.).

3 Methoden

Eine Produktionsfrontier schätzt den maximal möglichen Output bei gegebenem Input und orientiert sich an den Betrieben mit „best practise". Die SFA, zunächst entwickelt von AIGNER et al. (1977) und MEEUSEN und VAN DEN BROECK (1977), erlaubt somit die Schätzung der Effizienz unter der Annahme einer bestimmten Produktionsfunktion und bestimmter Verteilungen im zusammengesetzten Fehlerterm. Das allgemeine Model der Produktionsfunktion oder -frontier kann wie folgt skizziert werden:

$$y_{it} = f(x_{jit};\beta_j)*\exp\{w_{it}\} \qquad \text{mit } w_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

mit Output y_{it} als Summe der landwirtschaftlichen Umsätze auf i landwirtschaftlichen Betrieben in t Jahren und mit $j=1,2,...,5$ Inputs x_{it} als Materialaufwand (x_1), sonstiger betrieblicher Aufwand (x_2), jährliche Abschreibung als Proxy für Kapital (x_3), Arbeit in Arbeitskräfte pro Jahr (x_4) und landwirtschaftliche Nutzfläche(x_5).

Als Ausgangspunkt für die Analyse wurde die translog-Funktion gewählt. Der Fehlerterm v_{it} stellt die Abweichungen von der Funktion dar, die auf zufällige und somit nicht vom Landwirt kontrollierbare Ereignisse zurückgehen. Als solche Ereignisse werden idR. Glück, Wetter oder andere unvorhersehbare Ereignisse genannt. Es wird davon ausgegangen, dass v_{it} unabhängig und gleichmäßig verteilt ist $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$.

Der zweite Teil des Fehlerterms u_i bildet Effekte ab, die auf Ineffizienz zurückgehen und somit vom Betrieb kontrollierbar sind. Für die Verteilung von u_i können unterschiedliche Annahmen genommen werden (halbnormalen, abgeschnitten normalen oder Gamma-Verteilung sind typische Verteilungsannahmen). Die Reihenfolge der Schätzergebnisse ist von dieser Verteilungsannahme unabhängig (KUMBHAKAR und LOVELL 2000: 90). Die abgeschnittene Normalverteilung ($u_{it} \sim iidN^+[\mu, \sigma_u^2]$) bietet einige Vorteile für die Modellierung. So ist es möglich, den Einfluss von Determinanten der Effizienz auf den Modus der Verteilung μ_i zu schätzen, wie es in dem Modell von BATTESE und COELLI (1995) vorgeschlagen wird. Simultan kann der Einfluss auf den Ortsparameter σ_u^2 und somit potenziell vorhandene Heteroskedastizität geschätzt werden.

Effizienz in diesem Sinn bedeutet das Verhältnis von empirisch geschätztem Output $\hat{y}_{it}$ und dem maximal möglichen Output $\hat{y}_{\max} = f(x_{jit};\beta_j*\exp\{v_{it}\}$:

[7] Ergebnisse der Kommunalwahl stellen die regional unterschiedlichen Präferenzen evtl. besser dar, allerdings sind sie aufgrund der idR. geringeren Wahlbeteiligung und der längeren Legislaturperioden weniger glaubwürdig. Daher kommen in dieser Untersuchung Bundestagswahlergebnisse zum Einsatz.

$$TE_{it} = \frac{\hat{y}_{it}}{f(x_{jit};\beta_j) + \exp\{v_{it}\}} \qquad (2)$$

$$TE_{it} = \frac{f(x_{jit};\beta_j) + \exp\{v_{it} - u_{it}\}}{f(x_{jit};\beta_j) + \exp\{v_{it}\}} \qquad (3)$$

$$TE_{it} = \exp\{-u_{it}\} \qquad \in [1,0] \qquad (4)$$

Eine der wichtigen Annahmen im Rahmen der SFA ist die konstante Varianz von beiden Fehlertermen (Homoskedastizität, vgl. KUMBHAKAR und LOVELL 2000: 116). Es ist nicht unrealistisch anzunehmen, dass der Ineffizienz-Term in Abhängigkeit von Betriebsgröße stärker variiert, da z.B. Betriebsleiter großer Betriebe mehr Variationsmöglichkeit haben. Dies könnte zu größeren Effizienzunterschieden bei großen Betrieben führen (CAUDILL et al. 1995). Der mögliche Einfluss von Heteroskedastizität wird wie folgt modelliert:

$$\sigma_{u_i} = \exp\{x_{jit};\rho_{it}\} \qquad (5)$$

mit x_{jit} als Vektor von Inputs von *i* Beobachtungen in *t* Jahren und ρ_{it} als zu schätzender Parameter.

Der Einfluss von möglichen Determinanten der technischen Effizienz kann geschätzt werden mit Hilfe des Ortsparameter μ der abgeschnitten Normalverteilung (BATTESE und COELLI 1995). Das sog. lineare „*Technical Effects Model*“ ist wie folgt definiert:

$$\mu_{u_{it}} = \delta_0 + \sum_{j=1}^{N} \delta_j z_{jit} + e_{it} \qquad (6)$$

mit z_{jit} als Matrix von erklärenden Variablen, die den Parameter μ und somit die technische Effizienz beeinflussen. δ_j ist ein zu schätzender Parameter, der den Einfluss der Variablen auf die Ineffizienz darstellt. $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ gibt an, welcher Anteil der Variationen in dem Modell auf Ineffizienz zurückzuführen ist. Die Schätzung wird mit dem Programmpacket *sfamb 0.94* für *ox* durchgeführt (BRÜMMER 2001).

4 Daten

Für die Schätzung wird ein Datensatz aus den Wirtschaftsjahren 1994/95 bis 2005/06 genutzt[8]. Die Tabelle 1 beschreibt die Input und Output Variablen:

Tabelle 1: Beschreibung der Input- und Output-Variablen im Datensatz

Variable [Einheit]	Min.	Mittelwert	Max	Std.abw.
Landwirtschaftlicher Umsätze [Euro]	8 835,0	157 640,00	2 001 400.0	138 320,00
Materialaufwand [Euro]	3 466,0	58 818,00	1 031 200,0	78 051,00
Sonstiger betrieblicher Aufwand [Euro]	3 116,0	31 656,00	365 840,0	27 400,00
Kapital (jährliche Abschreibung) [Euro]	575,0	35 326,00	383 740,0	30 631,00
Arbeit [Ak/Jahr]	0,46	1,86	15,2	1,13
Landwirtschaftliche Nutzfläche [Hektar]	11,6	63,32	1041,8	81,47

Quelle: eigene Berechnung

Die Zuordnungen zu betriebswirtschaftlichen Richtung wurde nicht mit Hilfe von KTBL-Standard-Deckungsbeiträgen vorgenommen, sondern mit Hilfe von Umsatzanteilen aus dem Bereich Futterbau. Die Betriebe sind spezialisierte Futterbaubetriebe, die mehr als 66 % ihres Umsatzes aus Verfahren des Futterbaus erzielen. Daneben sind aus Gründen der

[8] Die Daten sind Buchführungsdaten nach dem Buchführungsstandard des BMELV-Abschluss und wurden freundlicherweise von der Firma LAND-DATA zur Verfügung gestellt. Der Datensatz besteht aus n =1,2,…,1.348 Beobachtungen von 305 Betrieben aus t =1,2,…,11 Jahren.

Vergleichbarkeit die Betriebe, die keine Milch produzieren[9], herausgefiltert. Monetäre Werte sind deflationiert mit Hilfe der passenden jährlichen Preisindizes des statistischen Bundesamtes, als Basisjahr ist das Jahr 2000 gewählt. Die Variablen sind durch den eigenen Mittelwert geteilt (normalisiert).

5 Ergebnisse und Diskussion

Die folgende Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Schätzung der Produktionsfunktion:

Tabelle 2: Schätzung der Koeffizienten der Produktionsfunktion

Parameter	Koeffizient	t-Wert	Parameter	Koeffizient	t-Wert
β_0	0,5214	7,69	β_{14}	0,0289	0,60
β_1 (Materialaufwand)	0,4620	18,40	β_{15}	- 0,0580	- 1,20
β_2 (sonst. Aufwand)	0,1533	7,87	β_{1t}	0,0166	2,22
β_3 (Kapital)	0,1612	8,77	β_{23}	0,0431	1,33
β_4 (Arbeit)	0,2085	9,42	β_{24}	- 0,0012	- 0,03
β_5 (Fläche)	0,0356	1,53	β_{25}	0,1039	2,43
β_t (Trend)	0,0007	0,22	β_{2t}	- 0,0134	- 2,23
β_{11}	0,2930	5,55	β_{34}	- 0,1307	- 3,49
β_{22}	0,0308	0,61	β_{35}	- 0,0664	- 1,97
β_{33}	0,1326	4,20	β_{3t}	0,0124	2,50
β_{44}	0,0019	0,03	β_{45}	0,0301	0,57
β_{55}	- 0,0641	- 1,02	β_{4t}	- 0,0144	- 1,85
β_{tt}	- 0,0065	- 4,29	β_{5t}	0,0074	1,02
β_{12}	- 0,1154	- 2,88	$\ln\{\sigma_v\}$	- 2,4596	- 13,40
β_{13}	- 0,0410	- 1,20			

Quelle: eigene Berechnung

Die meisten geschätzten Koeffizienten sind signifikant unterschiedlich von Null auf dem 5 % oder 10 % Level. Die Koeffizienten 1.Ordnung können in einem Translog-Model als Elastizitäten am Stichprobenmittel interpretiert werden. Es zeigt sich, dass der Materialaufwand mit 0,46 den größten Effekt auf den Output hat. Die geschätzte Elastizität für Arbeit (0,21) ist deutlich höher als auf konventionellen Milchviehbetrieben (0,03 bei BRÜMMER und LOY 2000). Dies erscheint plausibel, da die ökologische Produktionsverfahren (gerade in der Tierhaltung) erfahrungsgemäß arbeitsintensiver und somit der Arbeitskräftebesatz auf ökologischen Betrieben idR. höher ist.

Der Parameter γ = 0,86 zeigt, dass der größte Teil (respektive 69 %) der Variation im Fehlerterm auf Ineffizienz zurückzuführen ist. Die mittlere technische Effizienz liegt bei 0,64, die Abbildung 1 zeigt die Verteilung der Effizienzwerte. Die Rate des technischen Fortschritts ist nicht signifikant, auch GUBI (2006) berichten von rückläufigem technischen Fortschritt im ökologischen Futterbau (- 17,9%). BRÜMMER und LOY (2000) fanden dagegen technischen Fortschritt auf konventionellen Milchviehbetrieben (+2,0 %). Und auch GUBI (2006) stellte für ökologische Milchviehbetriebe einen positiven Trend fest (+1,2%).

In Tabelle 3 werden einige Testverfahren für die Güte der Modellspezifikation präsentiert:

[9] Es handelt sich bei der analysierten Gruppe somit nicht um „spezialisierte Milchviehbetriebe“, sondern um Futterbaubetriebe mit Milchviehhaltung, da der Anteil der Umsätze aus Milchproduktion auch unter 66% liegen kann.

Tabelle 3: Ergebnisse zu Tests der Modelgüte

Nullhypothese	Formulierung	Test Wert.	Krit. Wert	Ergebnis
Keine Ineffizienz	H1: $\gamma = 0$; $\rho = 0$; $\delta = 0$	464,64	30,84[1]	abgelehnt
Cobb-Douglas Modelspezifikation	H2: $\beta_{tt} = \beta_{jt} = \beta_{jk} = 0$	162,65	31,41[2]	abgelehnt
Lineare Homogenität	H3: $\sum\beta_j = 1$; $\sum\sum\beta_{jk} = 0$	25,31	12,59[2]	abgelehnt
Lineare Homogenität am Stichprobenmittel	H4: $\sum_{j=1}^{s}\beta_j = 1$	0,81	3,84[2]	*nicht abgelehnt*
Kein Heteroskedastizitätsmodel	H5: $\delta_0 = \delta_1 = \ldots = \delta_{18} = 0$	50,56	30,14[2]	abgelehnt
Kein Technical Effects Model	H6: $\rho_i = \rho_{t1} = \rho_{t2} = 0$	534,71	28,87[2]	abgelehnt
Ausschluss Variable 13 und 14	H7: $\delta_{13} = \delta_{14} = 0$	9,88	5,99[2]	abgelehnt

[1]): Da $\gamma = 0$, hat die Test-Statistik eine gemischte Verteilung, so dass der kritische Wert aus KODDE und PALM (1986) entnommen ist. [2]): Kritischer Wert nach Chi^2-Verteilung

Quelle: eigene Berechnung

Alle Tests können mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von $\alpha = 0{,}05$ abgelehnt werden, lediglich die lineare Homogenität am Stichprobenmittel (H4) kann nicht abgelehnt werden. Es zeigt sich, dass die Modelspezifikation dem Datensatz angemessen ist. H1 belegt, dass betriebliche Ineffizienz vorhanden ist. H2 zeigt, dass Cobb-Douglas als Modellspezifikation abzulehnen ist. H3 und H4 untersuchen die lineare Homogenität der Betriebe. Es zeigt sich, dass konstante Skalenerträge insgesamt (H3) abzulehnen sind. Die Hypothese der linearen Homogenität am Stichprobenmittel (H4) kann dagegen nicht abgelehnt werden. Die mittlere Skalenelastizität bei 1,0178 und 50 % der Beobachtungen liegen zwischen 0,97 und 1,06, so dass man von nahezu konstanten Skalenerträgen sprechen kann. H5 und H6 rechtfertigen den Einsatz des Heteroskedastizitäts-Model und des Technical Effects Models. Die Variablen zur agrarpolitischen Förderung lassen sich durch die Ablehnung von H7 rechtfertigen.

Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse des Technical Effects Models.

Tabelle 4: Geschätzte Koeffizienten des Technical Effects Models

Variable	Parameter	Koeffizient	t-Wert
Konstante	δ_0	0,5649	7,59
Keine spezifisch lw. Ausbildung [0/1]	δ_1	- 0,0037	- 0,15
Beratungskosten [€]	δ_2	- 0,0005	- 0,06
Status (ökologisch oder in Umstellung) [0/1]	δ_3	0,0447	2,44
Bodenqualität [EMZ/ha]	δ_4	- 0,0554	- 4,22
Grünland-Anteil [%]	δ_5	- 0,0470	- 4,30
Milchquote nach Bilanz [kg/ha]	δ_6	- 0,0161	- 2,84
Eigenkapitalanteil [%]	δ_7	- 0,0040	- 1,03
Rechtsform des Betriebes (GbR) [0/1]	δ_8	- 0,0462	- 2,65
Umsatzsteuerpauschalierung [0/1]	δ_9	- 0,1679	- 10,70
Ökoprämie /Agrarumweltzahlungen [€/ha]	δ_{10}	0,0068	2,80
Agrarinvestitionsprogramme [0/1]	δ_{11}	0,0273	1,83
Anteil Ökobetriebe im Landkreis [%]	δ_{12}	- 0,0314	- 2,48
Ostdeutsche Betriebe [0/1]	δ_{13}	0,1367	2,53
Norddeutsche Betriebe [0/1]	δ_{14}	- 0,0631	- 2,08
Westdeutsche Betriebe [0/1]	δ_{15}	- 0,0806	- 2,56
Grünes Wahlergebnis im Landkreis [%]	δ_{16}	- 0,0309	- 1,20
Entfernung zur nächsten Molkerei [km]	δ_{17}	0,0299	3,27

Quelle: eigene Berechnung

Die Betriebe in der Umstellungsphase zeigen eine niedrigere Effizienz als etablierte Betriebe. Dies entspricht den Erwartungen, da Betriebsleiter in der Umstellungsphase einen Lernprozess durchlaufen und den Betrieb an das Bewirtschaftungssystem anpassen. Ähnliche Ergebnisse kann man in Bezug auf den Ertrag bei NIEBERG (2001) finden, die Ergebnisse bestätigen die von SIPILÄINEN und OUDE LANSINK (2005) sowie von LOHR und PARK (2006) mittels Effizienzanalyse gewonnen Erkenntnisse.

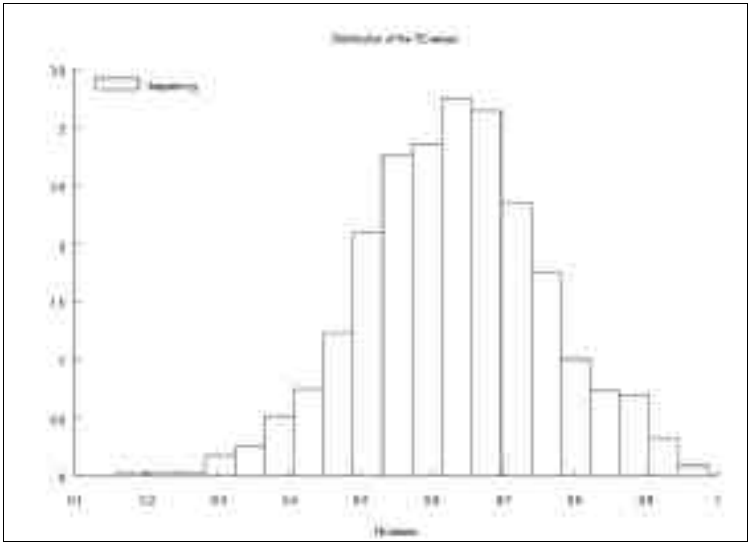
Eine fehlende spezifisch landwirtschaftliche Ausbildung erzielt keine signifikante Auswirkung auf die technische Effizienz, was etwas erstaunt. Dies könnte man mit dem zum Teil sehr heterogenen beruflichen Hintergrund von Ökolandwirten erklärt werden. Etwas Ähnliches gilt für die Aufwendungen für Beratungsdienstleistungen. Von beiden Indikatoren könnte man positive Effekte auf die einzelbetriebliche Effizienz erwarten, wie sie z.B. in Studien von KARAFILLIS und PAPANAGIOTOU (2008) oder BATTESE und COELLI (1995) festgestellt wurden.

Betriebe auf besseren Standorten (EMZ/ha) erzielen bessere Effizienzwerte. Offensichtlich ermöglicht ein guter Standort dem Landwirt größeren Spielraum, um die betriebliche Effizienz zu verbessern. Betriebe mit hoher Milchquote im Eigentum und einem hohen Grünlandanteil erzielen bessere Werte. Der Eigenkapitalanteil übt keinen Einfluss auf die Effizienz aus. Insgesamt wird deutlich, dass Betriebsstruktur und natürliche Ressourcen wichtige Bestimmungsgründe für die technische Effizienz sind.

Betriebe in der Rechtsform der GbR schneiden im Gegensatz zu Einzelbetrieben besser ab, was zeigt, dass im Zuge der Wahl einer anderen Rechtsform auch andere Bereiche des Betriebsmanagement verbessert werden, was eine höhere Effizienz nach sich zieht. Dagegen erzielen Betriebe mit Pauschalierung bessere Effizienzwerte: Regelbesteuerte Betriebe (mit erfolgter Investition) erzielen offenbar zunächst eine niedrigere Effizienz, während das Model die mittel- und langfristigen Effizienzgewinne durch die Investition evtl. nicht abbildet.

Der Einfluss der Zahlungen aus Agrarumweltprogrammen (inkl. der Ökoprämien) ist signifikant, zeigt jedoch lediglich einen leicht negativen Einfluss auf die Effizienz. Das Ziel der Agrarumweltprogramme ist jedoch nicht die Förderung der Effizienz von Betrieben. Die Höhe der Zahlungen ist a.) von den regionalen Opportunitätskosten, b.) von der Agrarstruktur der Bundesländer sowie c.) von den landespolitischen Präferenzen abhängig. so dass der Einfluss der Zahlungen auf die Effizienz der Betriebe als zufällig bezeichnet werden.

Abbildung 1: Verteilung der Effizienzwerte



Quelle: eigene Berechnung

Anders sieht die Zielstellung bei den Agrarinvestitionsprogrammen aus: Hier soll mit Hilfe von Zuschüssen und zinslosen oder zinsgünstigen Krediten die Investition in neue Technologien gefördert werden, die den Betrieben mittel- bis langfristig eine effizientere Wirtschaftsweise ermöglichen[10]. 16 % der beobachteten Betrieb nehmen diese Unterstützung in Anspruch[11], die bei den teilnehmenden Betrieben im Durchschnitt 22 894 € ausmacht. Es handelt sich somit überwiegend um sog. „große Investitionen". Der Einfluss der Teilnahme auf die technische Effizienz ist mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 10 % signifikant. Es zeigt sich jedoch, dass teilnehmende Betriebe eher ineffizient wirtschaften. Hierbei sind unterschiedliche Interpretationen möglich. Es könnte sein, dass aus Gründen der Datenverfügbarkeit nur kurzfristige Effekte abgebildet werden können und sich die langfristig positiven Effekte erst bei einem längeren Beobachtungszeitraum zeigen. Daneben könnte es allerdings auch sein, dass eher ineffiziente Betriebe einen hohen Investitionsbedarf zeigen. DIRKSMEYER et al. (2006) sind im Hinblick auf die dynamischen Effekte dieses Förderinstrumentes skeptisch. Nimmt man diese Kritik ernst, so erscheint eine detailliertere Untersuchung angeraten, da ansonsten dieses Förderinstrument hauptsächlich Mitnahmeeffekte erzeugt (so auch DIRKSMEYER et al. 2006).

Blickt man auf die regionalen Einflussfaktoren, zeigt sich zunächst eine hohe technische Effizienz bei westdeutschen und norddeutschen Betrieben, während ostdeutsche Betriebe entgegen der Erwartung nicht signifikant effizienter wirtschaften. Dies widerspricht den Untersuchungen von HEMME et al. (2004) zur internationalen Wettbewerbsfähigkeit ostdeutscher öko-Milchproduzenten.

Primäre Agglomerationseffekte können durch die Studie bestätigt werden, da sich ein regional höherer Anteil von Ökobetrieben positiv auf die technische Effizienz auswirkt. Auch sekundäre Agglomerationseffekte können nachgewiesen werden: Eine große Entfernung zur nächstgelegenen ökologischen Molkerei wirkt negativ auf die einzelbetrieblich Effizienz aus. Dies bestätigt die These, dass die Ansiedlung von sekundären Unternehmen in der Region von Vorteil für die Betriebe ist. Es ist allerdings auch denkbar, dass Betriebe, bei denen die nächstgelegene Molkerei weit entfernt ist, an konventionelle Molkereien liefern müssen und einen niedrigeren Auszahlungspreise erhalten.

Das Vorhandensein eines dem Ökolandbau gewogenen sozio-ökonomischen Umfelds (indiziert durch das Wahlergebnis von Bündnis 90/Die Grünen auf Landkreisebene) wirkt sich positiv aus, allerdings ist der Effekt in dieser Modellkonfiguration nicht signifikant[12]. Die Variable ist allerdings als Proxy gedacht und liefert allenfalls erste Hinweise. Darüber hinaus sind auch andere Indikatoren für ein gewogenes sozio-ökonomisches Umfeld denkbar (Waldorfschulen, Naturkostläden oder Ortsgruppen des Naturschutzbundes Nabu o.ä.).

Es zeigt sich, dass der ökologische Landbau ein interessantes Forschungsfeld für die Effizienzanalyse ist. Gerade im Bereich der regionalen Einflussfaktoren und der Wirkungsweise von agrarpolitischen Förderinstrumenten gibt es weiteren Forschungsbedarf. Daneben wäre auch die Einbeziehung von Umweltindikatoren (trotz bisher mangelnder Verfügbarkeit Primärdaten auf betrieblicher Ebene) für eine umfassendere technische Effizienz sinnvoll.

---

[10] Die Zielstellung der Agrarinvestitionsförderung hat sich im Zeitraum der Untersuchung (1994/1995 bis 2005/2006) verändert. Während anfangs die Wettbewerbsfähigkeit durch Rationalisierung und Kostensenkung im Vordergrund stand, wurden nach 2002 auch Nachhaltigkeit, Umwelt und Tiergerechtheit als Zuwendungszweck genannt (DIRKSMEYER et al. 2006: 5)

[11] Dies erstaunt wenig, da dieses Förderinstrument von Ökobetrieben unterdurchschnittlich häufig wahrgenommen wird. Laut NIEBERG und KUHNERT (2006: 213) werden lediglich 3 % der Gelder durch Ökobetriebe abgerufen, regional fällt die Teilnahme noch niedriger aus.

[12] In anderen Modellkonfigurationen z.B. mit Futterbaubetrieben war diese Variable dagegen signifikant.

Literatur

AIGNER, D., K.C.A. LOVELL, und P. SCHMIDT (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, In: Journal of Econometrics 6: 21-37.

BALMANN, A. und B. CZASCH (2001). Zur Effizienz landwirtschaftlicher Unternehmen in Brandenburg - Eine Data Envelopment Analyse, In: Agrarwirtschaft 50: 198-203.

BATTESE, G. und T. COELLI (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production functions for panel data, In: Empirical Economics 20: 325-332.

BICHLER, B., C. LIPPERT, A.M. HÄRING und S. DABBERT (2005): Die Bestimmungsgründe der räumlichen Verteilung des ökologischen Landbaus in Deutschland, In: Berichte über Landwirtschaft 83: 50-75

BRÜMMER, B. (2001): Stochastic Frontier Analysis using SFAMB for Ox, Handbuch, Christian Albrechts Universität Kiel

BRÜMMER, B. und J.P. LOY (2000): The technical efficiency impact of farm credit programs: A case study of northern Germany, In: Journal of Agricultural Economics 3: 405-418

CAUDILL, S. B., J.M. FORD und D.M. GROPPER (1995): Frontier estimation and firm specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity, In: Journal of Business & Economic Statistics 13: 105-111

CURTISS, J. (2002): Efficiency and Structural Changes in Transition - A stochastic Frontier Analysis of Czech Crop Production, Institutional change in Agriculture and Natural Resources, Aachen, Shaker Verlag

DAVIDOVA, S. und L. LATRUFFE (2007): Relationships between technical efficiency and financial management for Czech Republic farms, In: Journal of Agricultural Economics 58: 269-288

DIRKSMEYER, W., B. FOSTNER, A. MARGARIAN und Y. ZIMMER (2006): Aktualisierung des Zwischenberichts des Agrarinvestitionsförderungsprogramms (AFP) in Deutschland für den Förderzeitraum 2000-2004 - Länderübergreifender Bericht. Arbeitsbericht, Braunschweig, Johann Heinrich von Thünen Institut, Institut für Betriebswirtschaft

FRANCKSEN, T., G. GUBI und U. LATACZ-LOHMANN (2007): Empirische Untersuchungen zum optimalen Spezialisierungsgrad ökologisch wirtschaftender Marktfruchtbetriebe In: Agrarwirtschaft 56: 187-200

GERBER, A., V. HOFFMANN und M. KLÜGLER (1996): Das Wissenssystem im ökologischen Landbau in Deutschland - zur Entstehung und Weitergabe von Wissen im Diffusionsprozess, In: Berichte über Landwirtschaft 74: 591-627

GUBI, G. (2006): Analyse der erfolgs- und effizienzbestimmenden Faktoren im ökologischen Landbau, Doktorarbeit, Christian Albrechts Universität Kiel, Institut für Agrarökonomie

HEMME, T., E. DEEKEN und W. FAßBENDER (2004): Internationale Wettbewerbsfähigkeit der ökologischen Milchproduktion und Verarbeitung in Deutschland, Arbeitsbericht Nr. 02oe059 des von Thünen Institut, Institut für Betriebswirtschaft, Braunschweig.

HOLLENBERG, K. (2001): Auswirkung einer Umstellung der Landwirtschaft auf ökologischen Landbau - eine ökonomische Folgenabschätzung, Doktorarbeit, Humboldt-Universität zu Berlin, Landwirtschaftlich-gärtnerische Fakultät

KARAFILLIS, C.C. und E. PAPANAGIOTOU (2008): The contribution of innovations in total factor productivity of organic olive enterprises, Konferenzbeitrag auf dem 12. Kongress European Association of Agricultural Economics – EAAE 2008, Genth, Belgien, 26.-29.August 2008, S. 1-10

KARAGIANNIAS, G., K. SALHOFER und F. SINABELL (2006): Technical efficiency of conventional and organic farms: some evidence for milk production, In: Ländliche Betriebe und Agrarökonomie auf neuen Pfaden - 16. Jahrestagung der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie, S. 3-4

KODDE, D.A. und F.C. PALM (1986): Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions, In: Econometrica 54: 1243-1248

KÖHNE, M. und O. KÖHN (1998): Betriebsumstellung auf ökologischen Landbau - Auswirkung der EU-Förderung in den neuen Bundesländern, In: Berichte über Landwirtschaft 76: 329-365

KUMBHAKAR, S. und K.C.A. LOVELL (2000): Stochastic Frontier Analysis, Cambridge University Press.

KUMBHAKAR, S.C., E.G. TSIONAS und T. SIPILÄINEN (2008): Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming, In: Journal of Productivity Analysis Online: 1-11.

LOHR, L. und T. PARK (2006): Technical effects of US organic farmers: The complementary roles of soil management techniques and farm experience, In: Agricultural and Resource Economics Review 35: 327-338.

MEEUSEN, W. und J. VAN DEN BROECK (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Function with Composed Error, In: International Economic Review 8, 435-444

MUßHOFF, O. und N. HIRSCHAUER (2008): Adoption of organic farming in Germany and Austria - An integrative dynamic investment perspective. In: Agricultural Economics, 39, 1, 135-145

NIEBERG, H. (2001): Umstellung auf ökologischen Landbau: Wer profitiert? Ökologie und Landbau 112: 6-9

NIEBERG, H. (2008): Wirtschaftlichkeit des ökologischen Landbaus in Deutschland: Stand und Entwicklung, Präsentation im agrarökonomisches Seminar, Vortrag an der Georg-August-Universität Göttingen, 24. Juni 2008

NIEBERG, H. und H. KUHNERT (2006): Förderung des ökologischen Landbaus in Deutschland: Stand, Entwicklung und internationale Perspektiven. In: Landbauforschung Völkenrode, Sonderheft 295 (2006), S. 1-236

OFFERMANN, F. und H. NIEBERG (2001): Wirtschaftliche Situation ökologischer Betriebe in ausgewählten Ländern Europas: Stand, Entwicklung und wichtige Einflussfaktoren, In: Agrarwirtschaft 50: 421–427

OFFERMANN, F., J. SANDERS und H. NIEBERG (2009): Auswirkungen der Entkopplung der Direktzahlungen auf den ökologischen Landbau in Deutschland, S. 223-225 in Mayer, J. et al. (Hrsg.): Beiträge zur 10.Wissenschaftstagung Ökologischer Landbau, 11-13.Februar 2009, Zürich, Verlag Dr. Köster

OUDE LANSINK, A., K. PIETOLA und S. BÄCKMAN (2002): Efficiency and productivity of conventional and organic farms in Finland 1994-1997, In: European Review of Agricultural Economics 29: 51–65

RAHMANN, G., H. NIEBERG, S. DRENGEMANN, A. FENNEKER, S. MARCH und C. ZURECK (2004): Bundesweite Erhebung und Analyse der verbreiteten Produktionsverfahren, der realisierten Vermarktungswege und der wirtschaftlichen sowie sozialen Lage ökologisch wirtschaftender Betriebe und Aufbau eines bundesweiten Praxis-Forschungs-Netzes, In: Landbauforschung Völkenrode, Sonderheft Nr. 276

SCHULZE PALS, L. (1994): Ökonomische Analyse der Umstellung auf ökologischen Landbau, in Schriftenreihe des Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten Nr. 436, Reihe A: Angewandte Wissenschaft. Münster, Landwirtschaftsverlag

SERRA, T., D. ZILBERMANN und J.M. GIL (2008): Differential uncertainties and risk attitudes between conventional and organic producers: The case of Spanish arable crop farmers, In: Agricultural Economics 39, 2, 219-229

SIPILÄINEN, T. und A. OUDE-LANSINK (2005): Learning in organic farming - an application on Finish dairy farms, Konferenzbeitrag auf dem XI. Kongress der EAAE „*The Future of Rural Europe in the Global Agri-Food System*", Kopenhagen, Dänemark, 24.-27. August 2005, S. 1-22

STATISTISCHES BUNDESAMT (2002): Statistisches Jahrbuch Landwirtschaft 2002, Wiesbaden, Statistisches Bundesamt

TZOUVELEKAS, V., C.J. PANTZIOS, und C. FOTOPOULOS (2001). Technical efficiency of alternative farming systems: the case of Greek organic and conventional olive-growing farms, In: Food Policy 26: 549–569

ZMP (2009): Der Preisvorsprung für Bio-Milch gewachsen, ZMP-Infografik 2009/214, 9.Februar 2009, unter www.zmp.de Zugriffsdatum: 19.Febr.2009