

Tiedemann, Torben; Latacz-Lohmann, Uwe

Article

Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau

German Journal of Agricultural Economics (GJAE)

Provided in Cooperation with:

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

Suggested Citation: Tiedemann, Torben; Latacz-Lohmann, Uwe (2011) : Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau, German Journal of Agricultural Economics (GJAE), ISSN 2191-4028, Deutscher Fachverlag, Frankfurt a. M., Vol. 60, Iss. 2, pp. 101-118,
<https://doi.org/10.52825/gjae.v60i2.1838>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/304842>

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.

Empirische Analysen zur Produktivitätsentwicklung im ökologischen und konventionellen Landbau

Development of Productivity in Organic and Conventional Agriculture: An Empirical Analysis

Torben Tiedemann und Uwe Latacz-Lohmann
Christian-Albrechts-Universität Kiel

Zusammenfassung

In diesem Artikel wird der Produktivitätsfortschritt in ökologisch wirtschaftenden Betrieben im Zeitraum 1999/2000 bis 2006/07 quantifiziert und der Produktivitätsentwicklung vergleichbarer konventioneller Betriebe gegenübergestellt. Die Messung des Produktionsfortschritts erfolgt anhand des Malmquist-Produktivitätsindex auf Basis einer stochastischen Frontier-Analyse. Die Datengrundlage bildet ein balanciertes Panel betriebswirtschaftlicher Jahresabschlüsse von je 151 ökologischen und konventionellen Landwirtschaftsbetrieben. Die konventionellen Vergleichsbetriebe wurden durch ein Matchingverfahren ermittelt. Es zeigt sich, dass das Produktivitätsniveau der ökologischen Futterbau- und Verbundbetriebe im Mittel niedriger ist als im konventionellen Landbau, die ökologischen Betriebe aber mit dem Produktivitätsfortschritt vergleichbarer konventioneller Betriebe mithalten können. Die ökologisch wirtschaftenden Ackerbaubetriebe weisen zum Beginn des Analysezeitraums einen Produktivitätsvorsprung vor den entsprechenden Vergleichsbetrieben auf, den sie über den achtjährigen Beobachtungszeitraum jedoch nicht aufrechterhalten können. Die Anwendung des Malmquist-Index verdeutlicht, dass diese Entwicklung nicht auf mangelnden technischen Fortschritt zurückzuführen ist. Vielmehr sind Probleme im Bereich der technischen Effizienz und in der Ausnutzung von Skaleneffekten zu erkennen.

Schlüsselwörter

Produktivität; Malmquist-Index; Stochastic Frontier Analysis; ökologischer Landbau

Abstract

This article sets out to investigate the development of total factor productivity in organic and conventional agriculture in the period from 1999/2000 to 2006/07. Productivity development is assessed with the use of Malmquist Indices based on Stochastic Frontier Ana-

lysis. The analysis is based on a balanced panel of farm records of 151 organic and conventional farms, respectively. A matching procedure is applied to identify for each organic farm a conventional counterpart with similar structural features. The study reveals a similar development of productivity in organic grazing livestock and mixed farms, but the productivity level is still lower compared to their conventional counterparts. Only organic arable farms had started off with a higher level of productivity in 1999/2000 but they were not able to maintain their advantage over their conventional counterparts. The Malmquist analysis highlights that these changes cannot be attributed to low rates of technical progress. Lack of technical and scale efficiency are rather to be seen as the key drivers of the slowed productivity development in organic agriculture.

Key Words

productivity; Malmquist Index; Stochastic Frontier Analysis; organic agriculture

1 Einleitung

Die Zahl der ökologisch wirtschaftenden Landwirte in Deutschland ist in der Vergangenheit kontinuierlich gestiegen und hat sich in den letzten zehn Jahren mehr als verdoppelt. Im Jahr 2008 wirtschafteten mehr als 19 500 Betriebe nach den Regeln des ökologischen Landbaus (BMELV, 2010). Bezogen auf die Gesamtzahl aller Agrarbetriebe in Deutschland umfasste der ökologische Landbau damit mehr als 5 % der landwirtschaftlichen Unternehmen.

Für Landwirte sind die Gründe für eine Umstellung auf den ökologischen Landbau vielfältig, jedoch bestätigen die Ergebnisse von OFFERMANN und NIEBERG (2002), dass in der Mehrzahl der Fälle ökonomische Motive eine wichtige Rolle bei der Umstellungsentscheidung spielen. Wirtschaftlich interessant wird die Herstellung ökologisch erzeugter Lebensmittel

durch deutlich höhere Erzeugerpreise und staatliche Beihilfen für die Umstellung und Beibehaltung des ökologischen Landbaus. Diese Beihilfen verbessern zwar – vor allem in der Umstellungsperiode – die Einkommenssituation der Ökobetriebe, es ist jedoch zu hinterfragen, ob sie auch auf lange Sicht die Wirtschaftlichkeit von Ökobetrieben gewährleisten. Sie stehen außerdem in Kontrast zum bisher von der EU eingeschlagenen Weg der Entkopplung der Direktzahlungen und der zunehmenden Liberalisierung des Agrarmarktes. Auf lange Sicht muss deshalb auch der ökologische Landbau die nötige Produktivität aufweisen, um sich in einem zunehmenden internationalen Wettbewerb behaupten zu können. Folglich stellt sich die Frage, ob ökologisch wirtschaftende Betriebe ähnliche oder sogar größere Produktivitätssteigerungen als konventionelle Betriebe realisieren oder auf lange Sicht den Anschluss an die Entwicklungen im konventionellen Landbau verlieren. Das letztere könnte z. B. eintreten, wenn technischer Fortschritt im Ökolandbau auf Grund der gesetzlichen Vorgaben und Selbstbeschränkungen nicht oder nur eingeschränkt umgesetzt werden kann.

In den bisher vor allem von NIEBERG und OFFERMANN durchgeführten Analysen für den deutschen Raum (NIEBERG, 2001; OFFERMANN und NIEBERG, 2002; NIEBERG und OFFERMANN, 2008) werden vorwiegend partielle Produktivitätsmaße, wie z. B. das Betriebseinkommen pro Arbeitskraft, verwendet. Die Untersuchungen von NIEBERG und OFFERMANN verdeutlichen, dass ökologische Landwirte in Deutschland vielfach ein höheres Betriebseinkommen erzielen als konventionell wirtschaftende Berufskollegen, die unter vergleichbaren betrieblichen Voraussetzungen wirtschaften. Die Verwendung partieller Produktivitätsmaße kann jedoch zu verzerrten Ergebnissen führen, da nicht alle in der Produktion eingesetzten Inputs für die Beurteilung der Produktivität herangezogen werden (COELLI et al., 2005). Multivariate Analysemethoden ermöglichen hingegen die simultane Berücksichtigung aller eingesetzten Inputs und erzeugten Outputs und geben somit Auskunft über die totale Faktorproduktivität (TFP).

Bisher sind multivariate Analysen, die die Produktivität von ökologischen und konventionellen Betrieben miteinander vergleichen, beispielsweise für finnische Milchvieh- und Ackerbaubetriebe von OUDE LANSINK et al. (2002), SIPILÄINEN und OUDE LANSINK (2005) sowie KUMBHAKAR et al. (2009) durchgeführt worden. Im Gegensatz zu den Ergebnissen von NIEBERG und OFFERMANN kommen die Autoren dieser Studien zu dem Schluss, dass die Mehrzahl der unter-

suchten ökologisch wirtschaftenden Betriebe im konventionellen Landbau eine höhere Produktivität erreicht hätte und durch einen Wechsel eine durchschnittliche Outputsteigerung von mehr als 5 % möglich gewesen wäre (KUMBHAKAR et al., 2009).

Das Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, die Produktivitätsentwicklung des deutschen Ökolandbaus auf Basis der totalen Faktorproduktivität über mehrere Jahre zu quantifizieren. In die Produktivitätsbewertung werden dabei ausschließlich die marktfähigen Leistungen des Ökolandbaus berücksichtigt. Positive externe Effekte des Ökolandbaus für die Umwelt, wie sie beispielsweise von STOLZE et al. (2000) festgestellt werden, fließen in die Bewertung nicht ein. Zusätzlich soll geklärt werden, welchen Einfluss Faktoren wie staatliche Prämien oder die Ausbildung des Betriebsleiters auf die Produktivitätsentwicklung nehmen. Eine Gegenüberstellung mit einer konventionellen Vergleichsgruppe wird darüber hinaus eine Überprüfung mit den bisherigen Ergebnissen von NIEBERG und OFFERMANN ermöglichen und klären, ob der Ökolandbau im Untersuchungszeitraum mit dem Produktivitätsfortschritt in der konventionellen Landwirtschaft mithalten konnte.

2 Material und Methoden

2.1 Datenauswahl und -beschreibung

Die Datengrundlage für die empirische Analyse bilden Jahresabschlüsse landwirtschaftlicher Betriebe, die von der LAND-DATA GmbH bereitgestellt wurden. Aus diesem Datenpool konnten insgesamt 151 ökologisch wirtschaftende Betriebe selektiert werden, deren Abschlüsse für die Wirtschaftsjahre 1999/2000 bis 2006/07 komplett vorliegen. Um den vielfältigen Produktionsverfahren in der Landwirtschaft Rechnung zu tragen und eine detaillierte Analyse zu ermöglichen, werden diese Betriebe auf Basis von Standarddeckungsbeiträgen in 37 spezialisierte Ackerbau-, 65 spezialisierte Futterbau- und 49 Verbundbetriebe unterteilt. Dass sich diese Unterteilung nach Betriebschwerpunkten für die Produktivitätsbewertung als sinnvoll erweist, wird in Abschnitt 3.1 anhand eines Likelihood-Ratio-Tests demonstriert.

Wie NIEBERG et al. (2007) betonen, ist für einen Vergleich zwischen ökologischem und konventionellem Landbau die Auswahl eines geeigneten Referenzsystems von entscheidender Bedeutung. Die Ergebnisse von PIETOLA und OUDE LANSINK (2001) sowie von GARDEBROEK (2002) zeigen nämlich, dass die Aufnahme ökologischer Landwirtschaft von be-

trieblichen und regionalen Faktoren begünstigt wird (z. B. Betriebsgröße, Standortqualität etc.). Während KUMBHAKAR et al. (2009) diesem Selektionsproblem durch eine Heckman-Schätzung Rechnung tragen, untersuchen MAYEN et al. (2009) dieses Problem mit Hilfe eines Propensity-Score-Matchings. In der vorliegenden Analyse wird ebenfalls ein Matchingansatz verwendet, um möglichst gute Vergleichsgruppen für die zu analysierenden Ökobetriebe zu erstellen. Ziel eines Matchings ist die Auffindung von statistischen Zwillingen in beiden Wirtschaftsweisen (BACHER, 2002), in diesem Fall landwirtschaftlichen Betriebspaaren, die sich in ihren betrieblichen und regionalen Faktoren im Startjahr der Analyse möglichst ähnlich sind.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist jedoch zu berücksichtigen, dass durch ein Matching nicht alle Selektionsprobleme gelöst werden können. Das Matching trägt dazu bei, eine mögliche Selektionsverzerrung in Bezug auf beobachtete Unterschiede zwischen den analysierten Betrieben zu reduzieren. Entscheidend ist hierbei die Annahme, dass alle relevanten Kontrollvariablen im Matching erfasst werden. Wie HECKMANN und NAVARRO-LOZANO (2004) illustrieren, kann das Matching andernfalls zu einer stärkeren Verzerrung der Ergebnisse führen. Darüber hinaus weisen PUFAHL und WEISS (2009) darauf hin, dass sich Beobachtungs- und Vergleichsgruppe auch hinsichtlich nicht beobachtbarer Variablen systematisch unterscheiden können. Diese nicht beobachtete Heterogenität lässt sich mit Hilfe eines Matchings nicht vermeiden.

Für die Konstruktion der Vergleichsgruppen kommen ebenfalls nur Betriebe in Frage, deren vollständige Jahresabschlüsse über den kompletten Untersuchungszeitraum vorliegen. Diese Bedingung erfüllen im zur Verfügung stehenden Datensatz 3 649 konventionelle Ackerbau-, 8 206 Futterbau- und 6 280 Verbundbetriebe. Jedem Ökobetrieb wird entsprechend des Betriebstyps aus diesen möglichen Vergleichsbetrieben genau ein statistischer Zwilling zugeordnet.¹ Für die Auswahl der Vergleichsbetriebe werden lediglich Merkmale herangezogen, die – im

Gegensatz zu technologieabhängigen Größen, wie beispielsweise der Milchleistung pro Kuh oder der Höhe der eingesetzten Vorleistungen – als weitestgehend unabhängig von der Wirtschaftsweise angesehen werden können: die Ausstattung mit den Faktoren Boden, Arbeit, Kapital und Milchquote, der Erwerbscharakter des Betriebs, die Anteile an Eigenkapital, Pachtflächen, Grünlandflächen und Flächen mit Bewirtschaftungsauflagen sowie die Bodengüte, gemessen in Ertragsmesszahlen pro ha. Als Betriebsleitereigenschaften werden das Alter und die Ausbildung in die Auswahl mit einbezogen. Zusätzlich wird die regionale Bevölkerungsdichte erfasst und als weiteres Merkmal die räumliche Entfernung zwischen den Betrieben bei der Zusammenstellung der Vergleichsgruppe berücksichtigt, um regionale Effekte besser abzubilden.

Als Kriterium für die Auswahl der Vergleichseinheiten wird die minimale Euklidische Distanz verwendet. Da die Variablen gemischte Messniveaus und unterschiedliche Skaleneinheiten haben, müssen sie transformiert bzw. gewichtet werden, um Vergleichbarkeit zu erzielen (BACHER, 2002). Deshalb erfolgt im Vorfeld eine Standardisierung der verwendeten Variablen k mittels einer Z-Transformation durch Subtraktion des Mittelwerts $\bar{x}_k$ von den Merkmalsausprägungen und anschließender Division durch die Standardabweichung s_k :

$$(1) \quad z_{ik} = \frac{x_{ik} - \bar{x}_k}{s_k}$$

Die Euklidische Distanz zwischen dem Ökobetrieb i und dem möglichen konventionellen Vergleichsbetrieb j errechnet sich wie folgt:

$$(2) \quad d_{ij} = \sqrt{\sum_k w_k (z_{ik} - z_{jk})^2}$$

Der Parameter w_k bietet die Möglichkeit, den Abweichungen einzelner Variablen ein unterschiedliches Gewicht beizumessen. In dieser Arbeit wird lediglich die regionale Entfernung mit dem Faktor 10 gewichtet, um eine akzeptable räumliche Nähe der Vergleichsbetriebe zu erzielen. Alle anderen Dimensionen werden hingegen mit dem Faktor 1 gewichtet.

In Tabelle 1 sind die Ergebnisse des Matchings beispielhaft für die analysierten Futterbaubetriebe dargestellt. Es ist zu erkennen, dass die ökologischen Futterbaubetriebe im Datensatz tendenziell mehr Arbeit einsetzen, aber über signifikant weniger Fläche und eine deutliche geringere Milchquotenausstattung

¹ SMITH (1997) führt an, dass durch die Auswahl mehrerer Vergleichseinheiten pro Untersuchungseinheit die Effizienz in nachfolgenden Schätzungen erhöht werden kann. Es ist jedoch auch zu beachten, dass umkehrt das Risiko von Verzerrungen wieder steigt, da mit zunehmender Zahl der Vergleichseinheiten vermehrt unähnliche Vergleichsbetriebe ausgewählt werden. Deshalb wird im Rahmen dieser Arbeit lediglich ein statistischer Zwilling pro Betrieb ermittelt.

Tabelle 1. Mittelwertvergleich für die analysierten Futterbaubetriebe im Wirtschaftsjahr 1999/2000 vor und nach Matching

Merkmal	Öko-betriebe (n=65)	Potentielle Vergleichsbetriebe (n=8 206)	Ausgewählte Vergleichsbetriebe (n=65)
Ldw. Fläche [ha]	46,4	58,5*	44,3
Arbeitskräfte	1,69	1,65	1,60
Kapitalstock [€]	193 047	174 452	184 367
Milchquote [kg]	139 846	223 769*	154 587
Nebenerwerb [%]	6,2	2,7	6,2
Eigenkapitalanteil [%]	79,7	80,2	81,7
Pachtanteil [%]	47,0	54,0	44,7
Grünlandanteil [%]	57,9	50,6*	60,5
Flächenanteil mit Bewirtschaftungsaufgaben [%]	1,2	1,6	0,4
Ertragsmesszahl [Pkt./ha]	3 553	3 567	3 520
Alter des Betriebsleiters [Jahre]	40,1	44,9*	41,4
Anteil Meisterausbildung oder höher [%]	32,3	27,7*	32,3
Bevölkerungsdichte [Einw./km ²]	173	181	155
Entfernung zwischen den Betrieben [km]			34

* kennzeichnet signifikante Unterschiede in den Mittelwerten zwischen den Öko- und Vergleichsbetrieben bei einem Signifikanzniveau von 5 %.

Quelle: eigene Berechnungen

verfügen. Des Weiteren wirtschaften sie verstärkt auf Grünlandstandorten.

Die Betriebsleiter der ökologischen Futterbaubetriebe sind im Durchschnitt signifikant jünger als die konventionell arbeitenden Berufskollegen und verfügen häufiger über einen Meister- oder höheren Ausbildungsabschluss. Diese Ergebnisse decken sich in vielen Punkten mit den Resultaten von GARDEBROEK (2002). Nach dem Matching sind hingegen keine signifikanten Unterschiede in den Mittelwerten der Gruppen zu erkennen. Die Entfernung zwischen den statistischen Zwillingen beträgt im Durchschnitt ca. 34 km. Auch für die Ackerbau- und Verbundbetriebe konnten durch die Auswahl geeigneter Vergleichsbetriebe die Unterschiede in den Mittelwerten deutlich reduziert werden.²

In der vorliegenden Analyse werden ein Output und fünf Inputs verwendet. Der Output entspricht dem gesamten Betriebsertrag aus der landwirtschaftlichen Produktion der analysierten Betriebe. Da lediglich die Produktivitätsveränderungen und der technische Fort-

schrift der landwirtschaftlichen Produktion quantifiziert werden soll, werden Direktzahlungen von der EU und Prämien für die Beibehaltung des ökologischen Landbaus nicht in die Outputgröße einbezogen.³ Die verwendeten Inputs sind Boden (Summe aus Acker- und Grünland, gemessen in ha), Arbeit (Anzahl an Vollarbeitskräften), Kapital (eingesetzter Kapitalstock in €), Milchquote (nutzbare Referenzmenge im Wirtschaftsjahr) und Vorleistungen (Aufwand für alle zugekauften variablen Inputs). Die bei den monetären Größen im Zeitablauf auftretenden Preisschwankungen hätten in unserem Ansatz einen Einfluss auf die Produktivitätsmessung. So würde etwa eine Steigerung der Produktpreise ceteris paribus produktivitätssteigernd wirken. Um solche Verzerrungen zu reduzieren, werden die monetär bewerteten Inputs und Outputs mit Hilfe von Preisindices deflationiert. Für die konventionellen Produkte werden hierfür die Preisindices des Statistischen Bundesamtes für 35

Produktgruppen verwendet. Für die ökologischen Produkte kommen analoge Preisindices auf Basis der jährlichen Veröffentlichungen der Zentralen Markt- und Preisberichtsstelle zur Anwendung. Durch dieses Vorgehen erfolgt eine Umrechnung in implizite Mengeneinheiten (vgl. COELLI et al., 2005). Dadurch ist gewährleistet, dass die Produktivitätsentwicklung im Zeitablauf von Preisbewegungen unbeeinflusst bleibt. Gleichzeitig wird durch dieses Vorgehen sichergestellt, dass im Querschnittvergleich ökologisch und konventionell wirtschaftender Betriebe die unterschiedliche Preisstruktur der Inputs und Outputs angemessen berücksichtigt wird. So spiegeln sich die im Ökolandbau erzielten Preisaufschläge in höheren impliziten Outputmengen wider.

Um den Einfluss externer Einflussgrößen auf die Produktivität der Betriebe zu untersuchen, werden die übrigen im Matching verwendeten Variablen sowie

² Die Ergebnisse des Matchings für diese Betriebstypen (analog zu Tabelle 1) können von den Autoren angefordert werden.

³ Die Einbeziehung staatlicher Prämien in den Output hätte zur Folge, dass beispielsweise die Reduzierung der Ökoförderung oder die Kürzung der Direktzahlungen durch Modulation als technologischer Rückschritt interpretiert würde. Dies würde der Intention der Analyse, den Produktivitätsfortschritt in der landwirtschaftlichen Produktion zu quantifizieren, entgegenlaufen.

die staatlichen Prämienzahlungen (EU-Direktzahlungen und Förderung für die Beibehaltung des ökologischen Landbaus) als Kovariablen in die Analyse einbezogen. Tabelle 2 zeigt die deskriptive Statistik der verwendeten Variablen. Die durch das Matching erreichte Ähnlichkeit zwischen den ökologischen und konventionellen Betrieben wird durch Tabelle 2 noch einmal unterstrichen.

2.2 Produktivitätsmessung unter Verwendung von Produktionsfrontiers

Die totale Faktorproduktivität (TFP) ist das Verhältnis aller erzeugten Outputs zu allen eingesetzten Produktionsfaktoren. Zur Bestimmung der TFP ist es notwendig, ein Maß anzuwenden, das die einzelnen Inputs und Outputs aggregiert (RAY, 2004). In dieser Arbeit wird auf den Malmquist-Index zurückgegriffen. Hierbei wird die Entwicklung der Produktivität von Betrieben über die Veränderung der Distanz zu einer Produktionsfrontier bestimmt. Diese Produktionsfrontier beschreibt die technisch maximal von Unternehmen zu erzielende Outputmenge aus einer

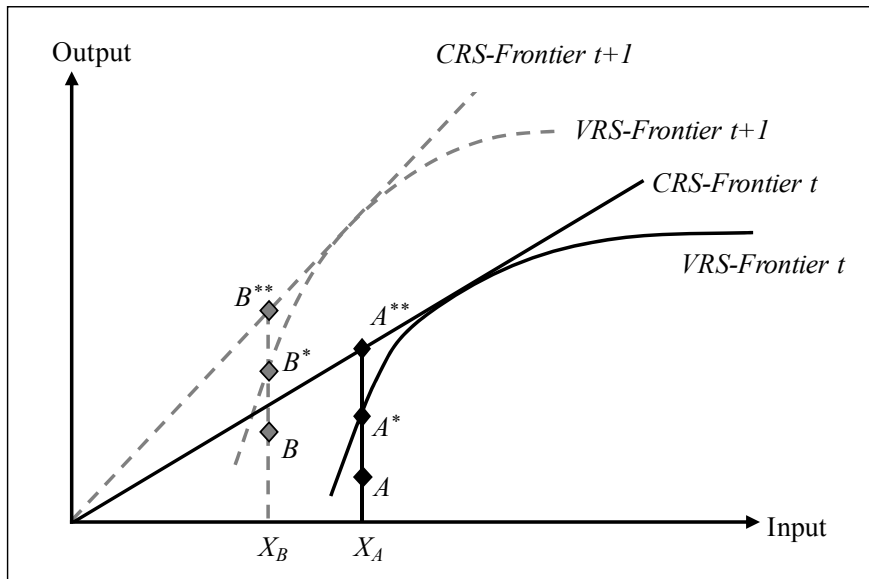
gegebenen Inputkombination. Der Abstand zur Frontier wird in der Regel als technische Ineffizienz interpretiert. Durch dieses Messkonzept ermöglicht der Malmquist-Index eine genaue Analyse der für eine Änderung der TFP verantwortlichen Ursachen, da sich die Veränderungen zum einen durch technischen Fortschritt (Verlagerung der Produktionsfrontier) und zum anderen durch eine Veränderung der technischen Effizienz der Unternehmen (Verlagerung des Produktionspunktes zur Frontier) erklären lassen (COELLI et al., 2005). Dieser Zusammenhang soll anhand von Abbildung 1 grafisch erläutert werden. Zur besseren Veranschaulichung werden lediglich ein Output und ein Input betrachtet.

Unter der Annahme von variablen Skalenerträgen (VRS) stellt die in Abbildung 1 dargestellte „VRS-Frontier“ den höchsten erzielbaren Output in Abhängigkeit vom Inputeinsatz dar. Ein Betrieb, der mit dem Inputeinsatz X_A arbeitet, hätte folglich einen maximalen Output von A^* erwirtschaften können. Erreicht er hingegen nur einen Output von A , so spiegelt die Distanz zwischen den Punkten die technische

Tabelle 2. Deskriptive Statistik der analysierten Betriebe für den gesamten Beobachtungszeitraum von 1999/2000 bis 2006/2007

Variable	Futterbaubetriebe				Ackerbaubetriebe				Verbundbetriebe			
	Ökologisch (n=520)		Konventionell (n=520)		Ökologisch (n=296)		Konventionell (n=296)		Ökologisch, (n=392)		Konventionell (n=392)	
	Mittelwert	Stand.-abw.	Mittelwert	Stand.-abw.	Mittelwert	Stand.-abw.	Mittelwert	Stand.-abw.	Mittelwert	Stand.-abw.	Mittelwert	Stand.-abw.
Output [€]	119 645	74 122	116 421	62 276	112 056	91 947	129 312	116 968	187 720	182 621	185 194	125 189
<i>Inputs</i>												
Ldw.Fläche [ha]	48,2	31,4	46,9	26,7	90,2	90,9	87,8	85,6	88,2	60,0	86,9	60,5
Arbeitskräfte	1,69	0,55	1,57	0,46	1,56	0,88	1,61	0,94	2,15	1,12	1,79	0,83
Kapitalstock [€]	196 676	137 601	169 987	116 234	147 615	123 136	133 899	104 067	204 348	215 844	198 081	176 514
Milchquote [kg]	150 300	117 497	171 065	114 893	13 266	48 769	19 184	52 482	102 217	156 165	124 255	143 083
Vorleistungen [€]	50 685	31 700	55 444	29 171	57 049	42 000	79 729	66 063	104 960	106 157	116 811	98 324
<i>Einflussfaktoren</i>												
Nebenerwerbsanteil	0,05	0,22	0,05	0,22	0,13	0,33	0,08	0,28	0,09	0,29	0,09	0,29
Eigenkapitalsanteil	0,82	0,21	0,82	0,22	0,79	0,23	0,81	0,27	0,79	0,21	0,79	0,20
Pachtanteil	0,49	0,28	0,46	0,28	0,55	0,31	0,54	0,30	0,62	0,28	0,61	0,26
Grünlandanteil	0,59	0,27	0,61	0,26	0,12	0,11	0,08	0,11	0,27	0,19	0,22	0,14
Flächenanteil mit Bewirtschaftungsauflagen	0,01	0,05	0,00	0,02	0,00	0,01	0,01	0,04	0,02	0,12	0,02	0,14
Ertragsmesszahl [Pkt./ha]	3553	1229	3521	1053	3989	1416	3913	1233	3741	1316	3718	1215
Alter [Jahre]	43,6	7,8	44,8	8,1	45,9	7,3	47,6	8,5	46,0	8,5	46,7	8,9
Anteil Meisterausbildung oder höher	0,33	0,47	0,33	0,47	0,60	0,49	0,57	0,50	0,51	0,50	0,49	0,50
Bevölkerungsdichte [Einw./km ²]	176	108	158	88	181	184	181	176	173	213	160	153
Prämie [100 €]	245	153	170	110	391	432	267	276	399	254	293	194

Quelle: eigene Berechnung

Abbildung 1. Bestimmung der Produktivität unter Verwendung von Produktionsfrontiers

Quelle: eigene Darstellung

Ineffizienz des Betriebs bei output-orientierter Betrachtung wider. Der von diesem Betrieb erreichte Grad an technischer Effizienz ergibt sich aus dem Verhältnis von A zu A^* .

Bei Produktionsprozessen mit variablen Skalenerträgen beeinflusst darüber hinaus die Inputeinsatzmenge die maximal zu erreichende Produktivität. Die Produktivität an einem Produktionspunkt lässt sich aus der Steigung des Fahrstrahls aus dem Ursprung durch diesen Punkt bestimmen. Dementsprechend identifiziert die mit „CRS-Frontier t “ gekennzeichnete Gerade, die der Produktionsfrontier unter Annahme konstanter Skalenerträge entsprechen würde, die Inputeinsatzmenge mit der höchsten Produktivität in Periode t . Eine Abweichung des Inputeinsatzes von diesem Optimum führt zu einer Verringerung der möglichen Produktivität, deren Ausmaß über die Skaleneffizienz erfasst wird. Die Skaleneffizienz setzt die tatsächlich erreichbare Produktivität bei der aktuellen Inputeinsatzmenge (A^*) in Relation zur maximalen Produktivität (A^{**}) bei der optimalen Inputeinsatzmenge.

Um die Produktivitätsentwicklung von Betrieben zu erfassen, ist zu berücksichtigen, dass sich sowohl der vom Betrieb gewählte Produktionspunkt als auch die Produktionsfrontier selbst im Zeitablauf verlagern können. Im vorliegenden Beispiel verändert der betrachtete Betrieb seine Inputeinsatzmenge in der Periode $t+1$ auf X_B und erreicht damit einen Output von B . Zusätzlich verschiebt sich die Produktionsfrontier in der Periode $t+1$ und wird jetzt durch die Kurve „VRS-

Frontier $t+1$ “ gekennzeichnet. Mit dieser Verschiebung, die als technischer Fortschritt interpretiert wird, geht auch eine Veränderung der zur maximalen Produktivität führenden Inputeinsatzmenge einher. Analog zur vorhergegangenen Periode t lässt sich die technische Effizienz in der Periode $t+1$ aus dem Verhältnis von B zu B^* und die Skaleneffizienz aus der Relation von B^* zu B^{**} ermitteln.

Der Malmquist-Index (MI) fasst die beschriebenen Effizienzänderungen und den technischen Fortschritt in einem Maß zusammen, um so den Produktivitätsfortschritt einzelner Betriebe zwischen zwei Zeitpunkten t und $t+1$ zu ermitteln. Nach

ZOFIO (2007) entspricht er dem Produkt aus der Veränderung der technischen Effizienz (TEC), dem technischen Fortschritt (TC), der Veränderung der Skaleneffizienz (SEC) durch Variation der Inputeinsatzmenge sowie der Veränderung des Skalenverhaltens der Produktionsfrontier durch technischen Fortschritt (STC):

$$(3) \quad MI_{it,t+1} = TEC_{it,t+1} \cdot TC_{it,t+1} \cdot SEC_{it,t+1} \cdot STC_{it,t+1}$$

2.3 Stochastische Frontier-Analyse zur Messung der Produktivitätsentwicklung

Zur Schätzung der Produktionsfrontier kommt die parametrische stochastische Frontier-Analyse (SFA) zur Anwendung, die im Gegensatz zu nicht-parametrischen Ansätzen auch zufällige Schwankungen berücksichtigt. Dadurch ist sie in besonderem Maße für die Produktivitätsbewertung von landwirtschaftlichen Unternehmen geeignet, da deren Produktion im Vergleich zu anderen Wirtschaftsbereichen verstärkt durch Outputschwankungen gekennzeichnet ist (COELLI, 1996).

Die Produktionsfrontier wird mit Hilfe der in Gleichung (4) dargestellten flexiblen Translog-Funktion unter den Annahmen von nicht-neutralem technischen Fortschritt, variablen Skalenerträgen sowie zeitlich veränderbarer Ineffizienz modelliert (BATTESE und COELLI, 1992). Alternativ werden bestimmte Vereinfachungen dieser flexiblen Funktionsform im nachfolgenden Abschnitt überprüft.

$$\begin{aligned}
 \ln y_{it} = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln x_{jit} + 0,5 \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln x_{jit} \ln x_{kit} \\
 (4) \quad & + \beta_t t + 0,5 \beta_{tt} t^2 + \sum_j \beta_{jt} \ln x_{jit} t \\
 & + \beta_{00} D_i^{noMQ} + v_{it} - u_{it}
 \end{aligned}$$

Hierbei entspricht y_{it} dem Umsatzerlös aus der landwirtschaftlichen Produktion des Betriebs i im Jahr t und x_{jit} der in t eingesetzten Menge des Inputs j (j = Boden, Arbeit, Kapital, Vorleistungen und Milchquote⁴). Da nicht alle untersuchten Betriebe über Milchquote verfügen, wird der Empfehlung von BATTESE (1997) folgend eine zusätzliche Dummy-Variable D_i^{noMQ} in die Schätzgleichung aufgenommen. Diese nimmt den Wert von 1 an, wenn ein untersuchter Betrieb nicht über Milchquote verfügt. Um Symmetrie sicherzustellen, wird auf der Inputseite erzwungen, dass die Kreuzeffekte zwischen den Inputs j und k identisch sind ($\beta_{jk} = \beta_{kj}$). Zur Berücksichtigung des technischen Fortschritts wird das Untersuchungsjahr als eine Trendvariable t in das Modell integriert. Der Term $\beta_t t + 0,5 \beta_{tt} t^2$ erfasst den möglichen neutralen technischen Fortschritt und dessen Veränderung im Zeitverlauf, während $\sum_j \beta_{jt} \ln x_{jit} t$

die Entwicklung des nicht-neutralen technischen Fortschritts (z. B. arbeitssparende Innovationen) beschreibt. Zufällige Abweichungen im Produktionsprozess werden durch den Fehlerterm v_{it} erfasst. Es wird die Annahme getroffen, dass diese Größe normalverteilt mit $N(0, \sigma_v^2)$ und unabhängig von der Verteilung der Ineffizienzkomponente u_{it} ist. Für diese wird wiederum eine abgeschnittene Normalverteilung in der Form $N(m_{it}, \sigma_u^2)$ unterstellt, da die Ineffizienz nicht

negativ werden darf.⁵ Um den Einfluss von externen Einflussfaktoren z_{it} (z. B. Ausbildung) auf die Effizienz der Betriebe zu erfassen, wird der Modus dieser Verteilung betriebspezifisch über eine simultane Schätzung ermittelt (vgl. BATTESE und COELLI, 1995):

$$(5) \quad m_{it} = \sum_n \delta_n z_{nit} + \varepsilon_{it}$$

Die Bestimmung der technischen Effizienz der Betriebe zur Frontier mit variablen Skalenerträgen erfolgt output-orientiert, d. h. es wird das tatsächlich realisierte Outputniveau im Verhältnis zum maximal möglichen Output bei gegebener Inputkombination betrachtet. Dies erscheint sinnvoll, da betriebseigene Faktoren wie Familienarbeit oder Boden als kurzfristig fix anzusehen sind und somit eine möglichst gute Verwertung anzustreben ist (BREUSTEDT et al., 2006). Als Schätzer für die technische Effizienz eines Betriebs i in der Periode t wird der bedingte Erwartungswert von $\exp(-u_{it})$ bei gegebenem Gesamtresiduum ($v_{it} - u_{it}$) verwendet:

$$(6) \quad TE_{it}^{VRS} = E[\exp(-u_{it}) | v_{it} - u_{it}]$$

Entsprechend ergibt sich die Veränderung der technischen Effizienz TEC durch:

$$(7) \quad TEC_{it,t+1} = \frac{TE_{it+1}^{VRS}}{TE_{it}^{VRS}}$$

Um die Skaleneffizienz zu berechnen, wird zusätzlich eine Frontier unter der Annahme konstanter Skalenerträge geschätzt. Dies erfordert als zusätzliche Nebenbedingungen, dass $\sum_j \beta_j = 1$ ist und für jeden Input

j gilt: $\sum_k \beta_{jk} = 0$. Im Gegensatz zur Verwendung der Data-Envelopment-Analyse ist bei Anwendung der stochastischen Frontier-Analyse jedoch nicht sichergestellt, dass die Frontier unter Annahme konstanter Skalenerträge die geschätzte Frontier unter variablen Skalenerträgen tatsächlich umschließt. Aus diesem Grund sind von RAY (1998), BALK (2001) und OREA (2002) verschiedene Verfahren zur Bestimmung der Skaleneffizienz für parametrische Effizienzanalysen entwickelt worden, die auf den geschätzten Inputelastizitäten basieren. In dieser Arbeit kommt jedoch ein neues Verfahren zum Einsatz. Basierend auf dem

⁴ Für die Aufnahme des Faktors Milchquote in das Modell sprechen beispielsweise die Ergebnisse von GARDEBROEK (2002), nach denen die Verwertung des knappen Milchlieferrechts eine entscheidende Größe für die Aufnahme des ökologischen Landbaus darstellt. Bei der Interpretation der Schätzergebnisse ist zu berücksichtigen, dass eine Erhöhung des Faktors Milchquote im Gegensatz zu einer Erhöhung des Faktors Boden c. p. keine höheren Output ermöglicht, da die Milchquote lediglich ein Lieferrecht darstellt. Jedoch ist zu bedenken, dass der Input „Vorleistungen“ ein Aggregat von monetär messbaren Produktionsfaktoren darstellt, dessen genaue Zusammensetzung trotz gleichen Werts zwischen einzelnen Betrieben sehr unterschiedlich sein kann. Hierdurch ist zu erklären, dass der Faktor Milchquote einen Einfluss auf den Output nimmt.

⁵ Die Schätzung der Produktionsfrontier erfolgt mit Hilfe des Programms Frontier 4.1 (COELLI, 1996). Hierbei werden zur Verbesserung der Maximum-Likelihood-Schätzung anstelle von σ_v^2 und σ_u^2 die Parameter $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ und $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ geschätzt.

Metafrontierkonzept von O'DONNELL et al. (2008) wird mit einem Optimierungsverfahren eine Frontier geschätzt, die die Bedingungen für konstante Skalenerträge erfüllt und gleichzeitig die geschätzte *VRS-Frontier* vollständig umschließt. Um die Parameter dieser Frontier zu bestimmen, ist bei Produktionsfunktionen, die log-linear in den Parametern sind, folgendes Optimierungsproblem zu lösen:⁶

$$(8) \quad \begin{aligned} \min \quad & \bar{\mathbf{x}}' \boldsymbol{\beta}^{CRS} \\ \text{s.t.} \quad & \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta}^{CRS} \geq \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta}^{VRS}, \text{ für alle } i \text{ und } t \\ & \sum_j \beta_j^{CRS} = 1 \\ & \sum_k \beta_{jk}^{CRS} = 0, \text{ für alle } j \end{aligned}$$

Hierbei entspricht $\bar{\mathbf{x}}$ den arithmetischen Mittelwerten der in der Produktionsfunktion verwendeten erklärenden Variablen (einschließlich der quadrierten Terme und Kreuzterme) über alle Betriebe und Perioden.

Nach Lösen dieses Optimierungsproblems kann die Skaleneffizienz auf Basis der geschätzten Outputwerte wie folgt berechnet werden:

$$(9) \quad SE_{it} = \frac{\hat{y}_{it}^{VRS}}{\hat{y}_{it}^{CRS}}$$

Aus dem Verhältnis der Skaleneffizienzwerte bei den jeweiligen Inputwerten in den Perioden t und $t+1$ errechnet sich die Veränderung der betrieblichen Skaleneffizienz:

$$(10) \quad SEC_{it,t+1} = \frac{SE_{it+1}(x_{t+1})}{SE_{it}(x_t)}$$

Als letzte Komponente ist schließlich der technische Fortschritt zu quantifizieren. FÄRE et al. (1994) messen diesen ursprünglich durch die Verschiebung der *CRS-Frontier*. Wie RAY und DESLI (1997) jedoch anführen, ist dieses Vorgehen inkonsistent, wenn die Produktionstechnologie variable Skalenerträge aufweist. Sie plädieren dafür, den technischen Fortschritt anhand der Veränderung der *VRS-Frontier* zu bestimmen und schlagen eine alternative Zerlegung des Malmquist-Index vor, bei der jedoch die Komponente für die Veränderung der Skaleneffizienz schwierig zu interpretieren ist. ZOFIO (2007) bringt schließlich beide Konzepte in Einklang, indem er zum einen den technischen Fortschritt auf Basis der *VRS-Frontier*

quantifiziert und durch eine zweite Komponente das Skalenverhalten des Fortschritts erfasst. Diese Komponente gibt Auskunft darüber, wie sich der Fortschritt bei der optimalen Skalengröße in Relation zum Fortschritt bei der aktuellen Skalengröße entwickelt hat.

Die Berechnung des Fortschritts in Bezug zur *VRS-Frontier* erfolgt nach COELLI et al. (2005) direkt durch die Ableitung der Produktionsfrontier an der Stelle der Inputeinsatzmengen x_t und x_{t+1} des Betriebs i in t und $t+1$:

$$(11) \quad TC_{it,t+1} = \exp \left[\frac{1}{2} \left(\frac{\partial \ln y(x_{it})}{\partial t} + \frac{\partial \ln y(x_{it+1})}{\partial t} \right) \right]$$

Das Skalenverhalten des technischen Fortschritts zwischen den Perioden t und $t+1$ lässt sich ebenfalls sowohl in Bezug auf die Inputeinsatzmenge x_t als auch in Relation zur Inputeinsatzmenge x_{t+1} kalkulieren. Entsprechend den Ausführungen von ZOFIO (2007) wird der geometrische Mittelwert der Skaleneffizienzänderungen verwendet:

$$(12) \quad STC_{it,t+1} = \left[\frac{SE_{it}(x_t)}{SE_{it+1}(x_t)} \cdot \frac{SE_{it}(x_{t+1})}{SE_{it+1}(x_{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}}$$

3 Empirische Ergebnisse

3.1 Tests alternativer Modellspezifikationen

Bevor im Folgenden die Ergebnisse zur Produktivitätsentwicklung der ökologischen und konventionellen Betriebe vorgestellt werden, wird zunächst durch Anwendung des Likelihood-Ratio-Tests⁷ statistisch überprüft, ob das in Abschnitt 2.3 vorgestellte Modell für die Analyse des beschriebenen Datensatzes geeignet ist. Des Weiteren wird getestet, ob signifikante Unter-

⁶ Um die Regularitätsbedingungen sicher zu erfüllen, sind positive Elastizitäten und Quasi-Konkavität am jeweiligen Mittelwert durch Restriktionen erzwungen worden.

⁷ Der Likelihood-Ratio-Test ist ein allgemeines Testverfahren bei Maximum-Likelihood-Schätzungen, um den Einfluss von Parameterrestriktionen zu überprüfen. Das Prüfmaß für den Test ist definiert durch $LR = -2 [\ln(L_r) - \ln(L_{ur})]$, wobei L_r dem Likelihood-Wert des restringierten und L_{ur} dem Likelihood-Wert des unrestringierten Modells entspricht. Im Falle des Tests auf Poolbarkeit ergibt sich der L_{ur} aus der Summe der Likelihood-Werte für die einzelnen Gruppen (vgl. BATTESE et al., 2004). Die Teststatistik folgt in der Regel einer Chi-Quadrat-Verteilung, für den Test auf das Vorliegen von technischer Ineffizienz wird hingegen eine gemischte Chi-Quadrat-Verteilung nach KODDE und PALM (1986) verwendet. Die Zahl der Freiheitsgrade entspricht der Zahl der verwendeten Restriktionen.

schiede zwischen den Wirtschaftsweisen und zwischen den Betriebstypen bestehen. Ist dies der Fall, werden separate Frontiers für die einzelnen Gruppen geschätzt, andernfalls können die Datensätze gepoolt werden.

Die Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests für mögliche Funktionsvereinfachungen sind in Tabelle 3 zusammengefasst. Aus den Ergebnissen in Tabelle 3 wird deutlich, dass die Anwendung von effizienzanalytischen Methoden angebracht ist. Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1 % ist davon auszugehen, dass in allen sechs analysierten Gruppen Ineffizienz vorliegt. Gleiches gilt auch für die Verwendung des Technical-Effects-Modells, wie die Ergebnisse der dritten Tabellenzeile belegen. Auch die Wahl der Translog-Funktionsform wird durch die Testergebnisse untermauert. Vereinfachungen, wie eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 % abzulehnen. Ähnliches gilt für die Annahme konstanter Skalenerträge. Lediglich bei den konventionellen Ackerbaubetrieben zeigt sich, dass lokal konstante Skalenerträge am Stichprobenmittel nicht auszuschließen sind. Konstante Skalenerträge insgesamt sind jedoch in allen sechs Gruppen zurückzuweisen.

Die Hypothese von keinem technischen Fortschritt ist für fünf der sechs Gruppen auch definitiv abzulehnen. Lediglich bei den konventionellen Verbundbetrieben ergeben sich erst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % signifikante Unterschiede zwischen den beiden Modellen. Dennoch wird auch in diesem Fall mit dem vollständigen Modell weitergearbeitet, da fünf von sieben Fortschrittsparametern bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %

signifikant von null abweichen (vgl. Schätzergebnisse in Tabelle 8 im Anhang).

In einem weiteren Schritt wird überprüft, ob signifikante Unterschiede zwischen den Wirtschaftsweisen (konventionell/ökologisch) sowie zwischen den unterschiedlichen Betriebstypen (Futterbau-, Ackerbau-, Verbundbetriebe) existieren. Hierzu werden die Daten der unterschiedlichen Gruppen gepoolt und eine gemeinsame Frontier geschätzt. Zusätzlich werden Dummy-Variablen für den Betriebstyp bzw. für die Wirtschaftsweise bei der Schätzung der gemeinsamen Frontier berücksichtigt, um die Flexibilität zu erhöhen. Tabelle 4 fasst die Testergebnisse zusammen, die sich aus dem Vergleich der Likelihood-Werte der aggregierten Frontiers mit der Summe der Likelihood-Werte der separaten Frontiers ergeben.

Tabelle 4. Test auf Poolbarkeit der verschiedenen Betriebsgruppen

Hypothese	Testwert	Ergebnis
Alle Betriebstypen des Ökolandbaus bilden eine gemeinsame Frontier.	582,74***	abgelehnt
Alle Betriebstypen des konventionellen Landbaus bilden eine gemeinsame Frontier.	505,93***	abgelehnt
Alle Futterbaubetriebe (ökologisch und konventionell) bilden eine gemeinsame Frontier.	195,08***	abgelehnt
Alle Ackerbaubetriebe (ökologisch und konventionell) bilden eine gemeinsame Frontier.	246,05***	abgelehnt
Alle Verbundbetriebe (ökologisch und konventionell) bilden eine gemeinsame Frontier.	174,24***	abgelehnt

*, **, ***: kennzeichnen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau.

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3. Test auf verschiedene Modellvereinfachungen

Hypothese	Formulierung	Futterbaubetriebe		Ackerbaubetrieb		Verbundbetriebe	
		Öko.	Kon.	Öko.	Kon.	Öko.	Kon.
Keine Ineffizienz	$\gamma = 0$; alle $\delta = 0$	83,86***	193,54***	107,94***	40,63***	146,64***	307,92***
Keine Einflussfaktoren auf technische Effizienz	alle $\delta = 0$	66,08***	155,66***	88,29***	39,09***	129,24***	204,28***
Cobb-Douglas Produktionsf.	$\beta_{it} = \beta_{jt} = \beta_{jk} = 0$	188,24***	161,62***	67,82***	73,17***	54,84***	325,14***
Lin. Homogenität (konstante Skalenerträge)	$\sum_j \beta_j = 1$; $\sum_k \beta_{jk} = 0$ für alle j	100,92***	27,70***	29,96***	16,41**	32,34***	15,12***
Lin. Homogenität am Stichprobenmittel (lokal konst. Skalenerträge)	$\sum_j \beta_j = 1$	84,12***	6,70***	12,76***	0,60	5,46**	5,10**
Kein technischer Fortschritt	$\beta_t = \beta_{it} = \beta_{jt} = 0$	21,26***	36,14***	19,58***	15,35**	19,66***	12,16*

*, **, ***: kennzeichnen Signifikanz auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau.

Quelle: eigene Berechnungen

Die Ergebnisse in Tabelle 4 legen nahe, dass signifikante Unterschiede zwischen den einzelnen Betriebsgruppen bestehen. Die Hypothese einer gemeinsamen Frontier wird in allen fünf Fällen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 % abgelehnt. Somit sollte sowohl eine Unterteilung der Betriebe nach Wirtschaftsweise als auch nach Betriebschwerpunkt erfolgen und für jede Gruppe die Ergebnisse der individuellen Frontierschätzung verwendet werden.

3.2 Futterbaubetriebe

Die Schätzergebnisse der individuellen Frontiers für die ökologisch und konventionell wirtschaftenden Futterbaubetriebe sind in Tabelle 8 im Anhang wiedergegeben. Bei beiden Schätzungen sind ca. 70 % der ermittelten Parameter mindestens auf dem 10 % Niveau signifikant unterschiedlich von Null. Am jeweiligen Stichprobenmittel weisen alle Produktionselastizitäten das erwartete positive Vorzeichen auf, einige geringfügige Verletzungen der Monotonieannahme sind jedoch über die gesamte Bandbreite des Samples festzustellen. Die Quasi-Konkavität der Produktionsfunktion ist am jeweiligen Stichprobenmittel ebenfalls erfüllt.

Hinsichtlich der effizienzbestimmenden Faktoren verdeutlichen die Schätzergebnisse für die ökologischen Futterbaubetriebe, dass sich die Höhe des Pachtanteils signifikant positiv auf den Grad der technischen Effizienz auswirkt.⁸ Das heißt, dass Betriebe mit hohem Pachtanteil die Flächen produktiver verwerten als reine Eigentumsbetriebe, da letztere den Faktor Boden nicht zu Marktpreisen entlohnen müssen. Ebenso steigern auch die Höhe des Grünlandanteils sowie der Anteil von Flächen mit Bewirtschaftungsauflagen die technische Effizienz der Produktion. Der Einfluss der Bewirtschaftungsauflagen resultiert vermutlich daraus, dass die Auflagen besser mit der extensiveren ökologischen Produktionsweise harmonieren, sodass bei den entsprechenden Ausgleichszahlungen Mitnahmeeffekte auftreten. Weiterhin führt eine bessere Bodenqualität erwartungsgemäß zu höherer Effizienz. Der von NIEBERG und OFFERMANN beobachtete positive Effekt einer höheren Ausbildung wird ebenfalls durch diese Analyse untermauert. Darüber hinaus scheint auch die Erfahrung der Betriebs-

leiter im ökologischen Landbau ähnlich wie bei LOHR und PARK (2006) eine wichtige Rolle zu spielen, da sich ein steigendes Alter des Betriebsleiters positiv auf die Effizienz auswirkt. Letztlich beeinflusst auch die Höhe der staatlichen Prämien die technische Effizienz in positiver Weise. Dies deckt sich mit den Ergebnissen von SAUER und PARK (2009) und könnte dadurch zu erklären sein, dass diese Einkommensbeihilfen die Liquidität der Betriebe für Investitionen erhöhen.

Weiterhin ist zu beobachten, dass Nebenerwerbsbetriebe in der Tendenz eine geringere Effizienz als Haupterwerbsbetriebe aufweisen. Vermutlich sind diese Betriebe durch ihr außerlandwirtschaftliches Einkommen nicht darauf angewiesen, ihre Produktionsfaktoren voll auszulasten. Außerdem kann die Ausübung eines anderen Berufs dazu führen, dass termingebundene Arbeiten im landwirtschaftlichen Betrieb nicht fristgerecht ausgeführt werden können.

Die Einflussgrößen Nebenerwerb, Bodengüte und Prämienzahlungen wirken sich auch im konventionellen Futterbau in gleicher Weise auf die Effizienz aus. Im Gegensatz dazu ist der Einfluss des Betriebsleiteralters in den konventionell wirtschaftenden Betrieben nicht signifikant. Auch eine höhere Ausbildung wirkt in diesem Fall nicht effizienzsteigernd. Ein hoher Grünlandanteil ist im Gegensatz zum ökologischen Landbau effizienzsenkend – vermutlich, weil konventionelle Futterbaubetriebe verstärkt Silomais zur Grundfuttererzeugung anbauen. Darüber hinaus führt in den konventionellen Futterbaubetrieben ein hoher Anteil an Fläche mit Bewirtschaftungsauflagen zu niedrigeren Effizienzwerten.

Auf Basis der Schätzergebnisse sind für jeden landwirtschaftlichen Betrieb die Veränderungen in der technischen Effizienz, des Skalenverhaltens und des technischen Fortschritts jeweils zwischen zwei aufeinander folgenden Wirtschaftsjahren berechnet worden. Diese betriebsindividuellen Ergebnisse sind für beide Gruppen durch die Bildung von geometrischen Mittelwerten aggregiert und als prozentuale Veränderungen in Tabelle 5 zusammengefasst dargestellt worden.

Wie der Tabelle 5 zu entnehmen ist, schwankt die technische Effizienz der analysierten ökologischen Futterbaubetriebe zwischen den Jahren um bis zu 1,6 Prozentpunkte. Über den gesamten Beobachtungszeitraum haben sich diese Effekte jedoch ausgeglichen, sodass lediglich eine durchschnittliche Steigerung von ca. 0,4 % pro Jahr festzustellen ist. Die Skaleneffizienz der Betriebe ist annähernd konstant geblieben und verändert sich durchschnittlich um ca. 0,02 % pro Jahr. Der technische Fortschritt hat hingegen ein kon-

⁸ Bei der Interpretation der Ergebnisse für die exogenen Variablen (δ -Parameter) ist zu beachten, dass diese den Einfluss auf die Ineffizienz angeben. Eine Variable mit negativem Vorzeichen hat somit einen positiven Einfluss auf die technische Effizienz.

Tabelle 5. Prozentuale Entwicklungen des Malmquist-Index und seiner Komponenten für die analysierten Futterbaubetriebe

Jahr	ökologische Futterbaubetriebe					konventionelle Futterbaubetriebe				
	TEC	SEC	TC	STC	TFPC	TEC	SEC	TC	STC	TFPC
2000	-0,79	-0,09	1,32	0,15	0,61	0,48	0,30**	-1,10***	0,00	-0,32***
2001	1,54	-0,02	1,52	0,10	3,16	-0,59	0,41	-0,23***	-0,03**	-0,44**
2002	0,63	-0,29	1,63	0,01	2,00	0,02	0,31	0,54***	0,15	1,03
2003	-0,15	0,20	1,74	-0,07	1,73	0,90	0,34	1,39*	0,04**	2,69
2004	1,57	-0,30	1,84	-0,13	2,96	-1,26*	0,48	2,32**	-0,01***	1,53
2005	0,79	0,58	1,84	-0,21	2,99	0,99	0,16**	3,17***	-0,02***	4,39
2006	-0,85	0,06	1,90	-0,29	0,81	0,79	0,23	3,97***	-0,01***	5,04**
Geometrischer Mittelwert	0,39	0,02	1,68	-0,06	2,03	0,19	0,32	1,43**	0,03***	1,97

*, **, ***: kennzeichnen signifikante Unterschiede auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau.

TEC = Veränderung der technischen Effizienz; TC = technischer Fortschritt; SEC = Veränderung der Skaleneffizienz; STC = Veränderung des Skalenverhaltens der Produktionsfrontier durch technischen Fortschritt; TFPC = Veränderung der totalen Faktorproduktivität.

Quelle: eigene Berechnungen

tinuierliches Wachstum erfahren und stellt die wichtigste Quelle für den Produktivitätsfortschritt dar. Im Mittel konnten die ökologischen Futterbaubetriebe eine Fortschrittsrate von knapp 1,7 % pro Jahr realisieren. Wie aus den Ergebnissen in Tabelle 8 im Anhang zusätzlich deutlich wird, geht der technische Fortschritt dabei in die Richtung, Arbeitskräfte und Kapital einzusparen, während Boden verstärkt eingesetzt wird. Die negativen Werte des STC deuten darauf hin, dass der technische Fortschritt nicht unabhängig von der Skalengröße ist. Insgesamt gelingt es der Gruppe der ökologischen Futterbaubetriebe, ihre totale Faktorproduktivität über den achtjährigen Beobachtungszeitraum um ca. 2,0 % pro Jahr zu steigern.

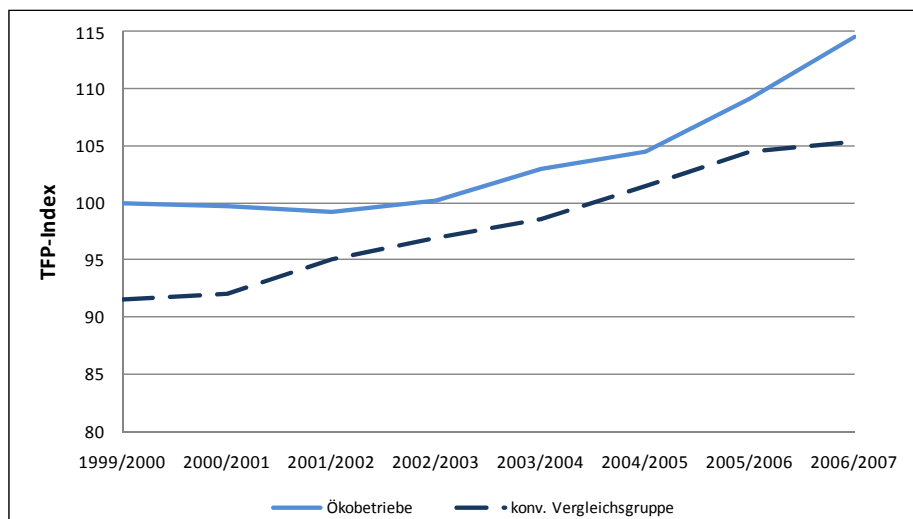
Die Gegenüberstellung mit den Ergebnissen der konventionellen Vergleichsgruppe in Tabelle 5 macht deutlich, dass Unterschiede in der Entwicklung der totalen Faktorproduktivität zwischen den beiden Gruppen bestehen. Ein Mann-Whitney-U-Test bestätigt, dass diese Differenzen in einzelnen Untersuchungsjahren statistisch signifikant sind. Über den gesamten Untersuchungszeitraum haben die konventionellen Betriebe jedoch eine vergleichbare Steigerung der totalen Faktorproduktivität erzielt. Auch in diesem Fall ist der technische Fortschritt die Hauptquelle für das Produktivitätswachstum, jedoch ist dieser mit ca. 1,4 % pro Jahr signifikant geringer ausgefallen als im ökologischen Landbau.

Abbildung 2 veranschaulicht die Entwicklung der totalen Faktorproduktivitäten der beiden Gruppen anhand der in Tabelle 5 präsentierten Änderungsraten. Um die Bedeutung der Ergebnisse zur Produktivitätsentwicklung besser einschätzen zu können, ist es je-

doch entscheidend, die Produktivitätsunterschiede im Startjahr zu bestimmen. Für den Produktivitätsvergleich der bisher separat betrachteten Gruppen müssen die Produktivitätswerte anhand einer einheitlichen Bewertungsbasis verglichen werden. Deshalb wird die relative Produktivität der Betriebe anhand der Produktionsfrontiers unter konstanten Skalenerträgen sowohl in Bezug zur maximal möglichen Produktivität in der eigenen Technologie als auch in Relation zur maximal möglichen Produktivität in der alternativen Technologie berechnet. Für die Produktivitätsbewertung wird dann die Technologie als Bezugsbasis verwendet, die bei gegebener Faktorausstattung der Betriebe das höhere Produktivitätssteigerungspotenzial ermöglicht.⁹ Für die Darstellung in Abbildung 2 wird der Durchschnitt der konventionellen Betriebe gleich 100 gesetzt, während der Ausgangswert der ökologisch wirtschaftenden Betriebe in Relation dazu bestimmt wird.

Demnach haben die ökologischen Futterbaubetriebe im Wirtschaftsjahr 1999/2000 ein Produktivitätsniveau erreicht, das ca. 8 % unter dem der konventionellen Vergleichsbetriebe liegt. Über den Analysezeitraum ist es ihnen gelungen, ihre Produktivität um ca. 13 % zu steigern. Die Grafik verdeutlicht weiterhin, dass die Produktivitätsentwicklung der ökologi-

⁹ Damit wird die Bewertung der Produktivität aller Betriebe im Startjahr in Bezug zu einer nicht-konvexen Metafrontier (vgl. O'DONNELL et al., 2008) unter CRS-Annahme durchgeführt. Der unterschiedlichen Qualität von ökologischen und konventionellen Inputs und Outputs ist dabei durch die erfolgte Umrechnung in implizite Mengenangaben Rechnung getragen worden.

Abbildung 2. Entwicklung der totalen Faktorproduktivität im Futterbau

Quelle: eigene Darstellung

schen Betriebe – mit Ausnahme des letzten Wirtschaftsjahres – nahezu parallel zur Entwicklung der konventionellen Betriebe verläuft.

3.3 Ackerbaubetriebe

Für die Gruppe der spezialisierten Ackerbaubetriebe sind die Schätzungen analog zu den Futterbaubetrieben durchgeführt worden. Einen positiven Effekt auf die technische Effizienz der ökologischen Ackerbaubetriebe hat erwartungsgemäß die Bodengüte (siehe Tabelle 8 im Anhang). Darüber hinaus erhöhen der Anteil an Bewirtschaftungsauflagen sowie die Prämienzahlungen die Effizienz der Produktion. Erneut scheint der Erfahrung der Betriebsleiter im ökologischen Landbau eine wichtige Rolle zuzukommen, während im konventionellen Ackerbau jüngere Be-

triebsleiter besser abschneiden. Im Gegensatz zu den konventionellen Ackerbaubetrieben ergeben sich zusätzlich für die ökologischen Betriebe Effizienzvorteile, die in Gebieten mit einer hohen Bevölkerungsdichte wirtschaften. Diesen Betrieben bieten sich wahrscheinlich durch ihre Marktnähe gute Möglichkeiten zum Direktabsatz ihrer Produkte. Die Bewirtschaftung des Betriebs im Nebenerwerb wirkt auch hier effizienzmindernd. Gleiches gilt für einen hohen Grünlandanteil. In Einklang mit den Ergebnissen von

FRANCKSEN et al. (2007) zeigt sich, dass bei hohen Grünlandanteilen eine Spezialisierung auf ökologischen Ackerbau wenig sinnvoll ist, da Grünlandflächen nicht mit in die Fruchtfolge eingebunden werden können.

Die Ergebnisse zur Produktivitätsentwicklung im Ackerbau sind in Tabelle 6 zusammengefasst. Deutlicher als bei den anderen Betriebstypen spiegelt sich bei den Ackerbaubetrieben die Abhängigkeit vom Wetter wider. So führten das sehr nasse Jahr 2002 und der überaus trockene Sommer 2003 zu deutlichen Ertragsrückgängen, während im Jahr 2004 überdurchschnittliche Erträge erzielt wurden. Der Einfluss von Klimafaktoren schlägt sich nach COELLI et al. (2005) in stark schwankenden technischen Effizienzwerten nieder. Über den gesamten Beobachtungszeitraum

Tabelle 6. Prozentuale Entwicklungen des Malmquist-Index und seiner Komponenten für die analysierten Ackerbaubetriebe

Jahr	ökologische Ackerbaubetriebe					konventionelle Ackerbaubetriebe				
	TEC	SEC	TC	STC	TFPC	TEC	SEC	TC	STC	TFPC
2000	1,32	1,19	3,43	-1,40	4,56	2,46	3,46	-1,25***	-1,49	3,11
2001	-0,83	-1,88	2,49	-0,79	-1,06	-1,15	0,72	-0,95***	-0,50	-1,87**
2002	-7,10	-0,43	1,59	0,01	-6,02	-3,28	0,52	-0,50***	-0,74	-3,98
2003	-0,84	2,29	0,68	0,76	2,89	-4,78*	-0,50**	-0,06	-0,23*	-5,53***
2004	6,10	-2,42	-0,23	1,52	4,86	8,20	0,80***	0,39*	0,07**	9,57*
2005	-4,09	-2,20	-1,12	2,20	-5,23	0,89	-0,99	0,86***	0,38***	1,14
2006	-3,04	-1,29	-1,98	2,94	-3,43	0,41	-0,97	1,28***	0,78***	1,50
Geometrischer Mittelwert	-1,29	-0,69	0,68	0,74	-0,58	0,32	0,43**	-0,04***	-0,25***	0,46

*, **, ***: kennzeichnen signifikante Unterschiede auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau.

TEC = Veränderung der technischen Effizienz; TC = technischer Fortschritt; SEC = Veränderung der Skaleneffizienz; STC = Veränderung des Skalenverhaltens der Produktionsfrontier durch technischen Fortschritt; TFPC = Veränderung der totalen Faktorproduktivität.

Quelle: eigene Berechnungen

hinweg verzeichnen die ökologischen Ackerbaubetriebe einen durchschnittlichen Produktivitätsrückgang von 0,6 % pro Jahr. Dieser beruht sowohl auf einer Abnahme der technischen Effizienz als auch auf einer Verschlechterung der Skaleneffizienz, die zum einen auf gesunkene Naturalerträge und zum anderen auf einen reduzierten Einsatz von Kapital und Vorleistungen zurückzuführen sind.

Mit einer Größenordnung von durchschnittlich 0,7 % pro Jahr spielt der technische Fortschritt im Vergleich zu den Futterbaubetrieben eine untergeordnete Rolle. Über den Analysezeitraum ist in diesem Fall ein kontinuierlicher Rückgang der Fortschrittsraten festzustellen. Betriebe im Bereich der optimalen Skalengröße sind von diesem Rückgang jedoch weniger stark betroffen, wie aus den positiven Werten für das Skalenverhalten des technischen Fortschritts abzuleiten ist.

Die konventionelle Vergleichsgruppe konnte im Gegensatz dazu, trotz signifikant niedrigeren technischen Fortschritts, ihr Produktivitätsniveau über den Beobachtungszeitraum geringfügig steigern. Grund hierfür ist vor allem eine Verbesserung der Skaleneffizienz zu Beginn des Analysezeitraums durch verstärkten Kapitaleinsatz in einigen Betrieben.

Abbildung 3 verdeutlicht die Entwicklung der Produktivitäten für beide Gruppen grafisch. Hieraus wird deutlich, dass die ökologischen Ackerbaubetriebe im Startjahr der Analyse unter Berücksichtigung der höheren Preise für Bioprodukte einen Produktivitätsvorsprung von ca. 14 % aufweisen. Trotz des festgestellten Produktivitätsrückgangs zum Ende des Analysezeitraums können die Ökobetriebe immer

noch mit den konventionellen Vergleichsbetrieben konkurrieren. Der im Startjahr bestehende Produktivitätsvorsprung wird jedoch fast vollständig aufgezehrt.

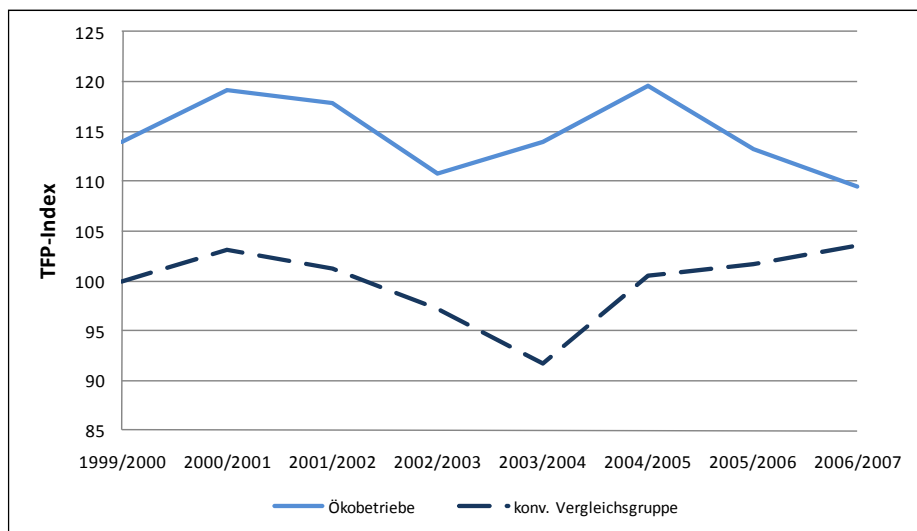
3.4 Verbundbetriebe

Bezüglich der Einflussfaktoren auf die technische Effizienz weisen die Schätzergebnisse für die Verbundbetriebe ähnliche Effekte wie für die Futterbau- und Ackerbaubetriebe aus. Auch hier nehmen bei den ökologischen Betrieben die Bodengüte, der Anteil von Flächen mit Bewirtschaftungsauflagen, eine höhere Ausbildung, die Bevölkerungsdichte sowie die Prämienzahlung einen positiven Einfluss auf die Effizienz der Betriebe. Des Weiteren trägt ein hoher Eigenkapitalanteil zu einer besseren Effizienz bei. Nebenerwerb und ein hoher Grünlandanteil üben hingegen einen negativen Einfluss aus. Im Gegensatz zu den anderen Ökobetrieben ist das Alter des Betriebsleiters bei den ökologischen Verbundbetrieben effizienzsenkend. Ähnliche Auswirkungen sind auch bei den konventionellen Betrieben zu beobachten.

Hinsichtlich der Produktivitätsentwicklung lässt sich aus den Ergebnissen in Tabelle 7 ableiten, dass beide Gruppen im Mittel sehr ähnliche Veränderungen aufweisen. Beide Gruppen haben im Mittel ihre technische Effizienz verbessern können, wobei die Steigerung der konventionellen Betriebe mit durchschnittlich 0,4 % pro Jahr etwas größer gewesen ist. Der durchschnittliche technische Fortschritt ist analog zu den Ackerbaubetrieben relativ gering und in der Gruppe der ökologischen Verbundbetriebe geringfügig höher ausgefallen. Die Unterschiede zwischen den beiden Wirtschaftsweisen sind jedoch in der Mehrheit der Untersuchungsjahre nicht signifikant.

Signifikante Unterschiede sind hingegen im Skalenverhalten des technischen Fortschritts und in der Veränderung der Skaleneffizienz festzustellen. Während bei den ökologischen Betrieben der technische Fortschritt in der Regel im Bereich der optimalen Skalengröße geringer ausgefallen ist, ist bei den konventionellen Verbundbetrieben das Gegenteil zu beobachten. Den ökologischen Betrieben ist es darüber hinaus gelungen, ihre Skalen-

Abbildung 3. Entwicklung der totalen Faktorproduktivität im Ackerbau



Quelle: eigene Darstellung

Tabelle 7. Prozentuale Entwicklungen des Malmquist-Index und seiner Komponenten für die analysierten Verbundbetriebe

Jahr	ökologische Verbundbetriebe					konventionelle Verbundbetriebe				
	TEC	SEC	TC	STC	TFPC	TEC	SEC	TC	STC	TFPC
2000	0,02	0,92	-1,66	-1,03	-1,76	1,97	-0,04**	-2,58***	0,57***	-0,14
2001	-1,51	0,79	-1,00	-1,03	-2,74	-2,98	-0,53***	-1,65*	0,29***	-4,81
2002	3,37	0,91	-0,38	-0,73	3,15	3,31	0,40**	-0,68	0,22***	3,24
2003	-0,81	0,38	0,31	-0,09	-0,21	-1,32*	-0,44**	0,38	0,12**	-1,27
2004	2,08	-0,55	1,03	0,22	2,79	2,75	-1,13*	1,21	0,04	2,85
2005	-1,25	-0,33	1,67	0,34	0,40	0,73*	1,11*	2,07	-0,23***	3,72***
2006	0,11	-0,91	2,30	0,87	2,37	-1,65*	-0,04*	3,11***	-0,22***	1,15
Geometrischer Mittelwert	0,27	0,17	0,31	-0,21	0,55	0,38	-0,10**	0,25	0,11***	0,64

*, **, ***: kennzeichnen signifikante Unterschiede auf dem 10%-, 5%- bzw. 1%-Niveau.

TEC = Veränderung der technischen Effizienz; TC = technischer Fortschritt; SEC = Veränderung der Skaleneffizienz; STC = Veränderung des Skalenverhaltens der Produktionsfrontier durch technischen Fortschritt; TFPC = Veränderung der totalen Faktorproduktivität.

Quelle: eigene Berechnungen

effizienz um durchschnittlich 0,2 % pro Jahr zu steigern, wohingegen sich die Skaleneffizienz der konventionellen Betriebe geringfügig verschlechtert hat.

Wie Abbildung 4 verdeutlicht, verläuft die Produktivitätsentwicklung beider Gruppen über den Analysezeitraum sehr ähnlich. Analog zum Futterbau haben die konventionellen Betriebe zu Beginn der Untersuchung einen Produktivitätsvorsprung, der in diesem Fall ca. 3 % beträgt und bis zum Ende des Analysezeitraums bestehen bleibt.

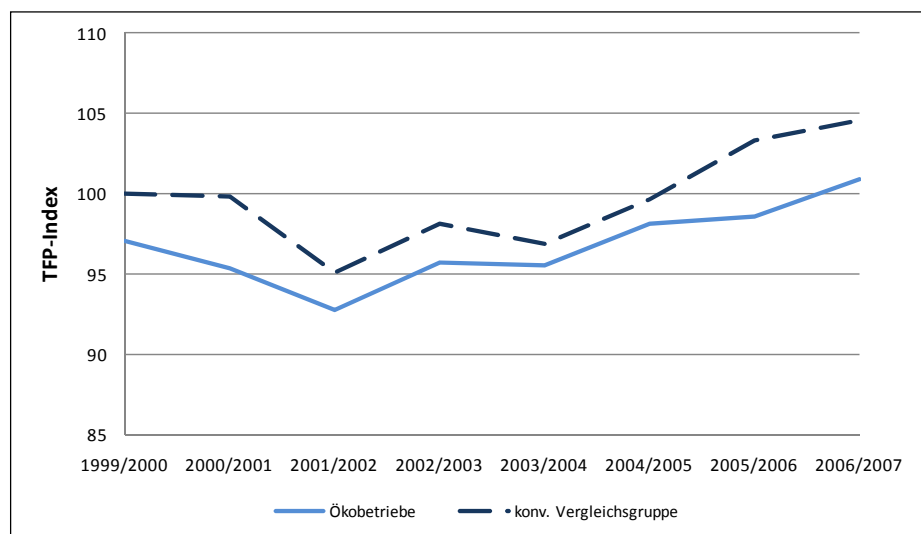
4 Schlussbetrachtung

Die vorliegende Analyse hatte zum Ziel, die Produktivitätsentwicklung im deutschen Ökolandbau zu quan-

tifizieren und der Entwicklung im konventionellen Landbau gegenüberzustellen. Auf Basis einer stochastischen Frontier-Analyse wurden die Produktivitätsveränderungen mit Hilfe des Malmquist-Index bestimmt. Zur genaueren Untersuchung erfolgte eine Zerlegung dieser Größe in die Veränderung der technischen Effizienz, die Veränderung der Skaleneffizienz sowie in technischen Fortschritt und dessen Skalenverhalten.

Als Ergebnis dieser Analyse kann festgehalten werden, dass zwischen den analysierten ökologischen und konventionellen Betrieben keine signifikanten Unterschiede in der Produktivitätsentwicklung über den achtjährigen Untersuchungszeitraum festzustellen sind. Den Gruppen der ökologischen Futterbau- und Verbundbetriebe ist es gelungen, ihre Produktivität in

dieser Zeit zu steigern. Die Entwicklung verläuft dabei nahezu parallel zu den jeweiligen konventionellen Vergleichsgruppen. Ein etwas anderes Bild zeigt sich bei den ökologischen Ackerbaubetrieben. Diese weisen während des gesamten Untersuchungszeitraums zwar ein höheres Produktivitätsniveau als ihre konventionellen Vergleichsbetriebe auf, müssen im Zeitverlauf jedoch einen Produktivitätsrückgang in Kauf nehmen, sodass sich ihr Produktivitätsvorsprung deutlich verringert. Der Grund für diese Entwicklung ist jedoch

Abbildung 4. Entwicklung der totalen Faktorproduktivität der Verbundbetriebe

Quelle: eigene Darstellung

nicht in mangelnder Umsetzung des technischen Fortschritts zu sehen. Technischer Fortschritt hat in allen Betriebstypen positiv zur Produktivitätsentwicklung beigetragen, in den ökologischen Futterbau- und Ackerbaubetrieben sogar signifikant stärker als in den jeweiligen konventionellen Vergleichsbetrieben. Dieses Erkenntnis widerlegt die Hypothese, dass Ökobetriebe auf Grund der produktionstechnischen Vorgaben geringere technische Fortschrittsraten aufweisen als konventionell wirtschaftende Betriebe. Die Ursachen für geringeres Produktivitätswachstum im ökologischen Landbau sind nach den Ergebnissen dieser Arbeit vielmehr in mangelnder technischer Effizienz und ungünstigen Skaleneffekten zu suchen.

Die Analyse hat weiterhin gezeigt, dass die Bodengüte, die Höhe der staatlichen Prämienzahlungen, die Lage eines Betriebes in Regionen mit hoher Bevölkerungsdichte, eine gute landwirtschaftliche Ausbildung sowie die Berufserfahrung der Betriebsleiter die Effizienz der Ökobetriebe positiv beeinflussen. Effizienzsenkend wirkt sich hingegen in allen Betriebstypen die Bewirtschaftung des Betriebs im Nebenerwerb aus.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass es sich bei den Effizienzwerten nicht nur um technische Effizienz im engeren Sinne handelt. Da lediglich eine Deflationierung der monetären Variablen mit einheitlichen Preisindikatoren erfolgt ist, üben Qualitätsunterschiede und die betriebliche Vermarktung der Produkte ebenfalls Einfluss auf die Effizienzwerte aus. Dieser letzte Punkt dürfte besonders für die analysierten Ökobetriebe von Bedeutung sein, da im Ökolandbau entsprechend der Erhebung von RAHMANN et al. (2004) sehr unterschiedliche Vermarktungswege genutzt werden und der Direktvermarktung besondere Bedeutung zukommt. Mit einer besseren Vermarktung geht jedoch in der Regel ein höherer Aufwand einher, der in dieser Arbeit implizit mitberücksichtigt wurde. Es besteht weiterer Forschungsbedarf, um die Rolle unterschiedlicher Vermarktungsformen für Produktivität und Effizienz näher zu untersuchen.

Ein weiterer Aspekt, der im Rahmen dieser Analyse unberücksichtigt geblieben ist, sind die positiven Umweltwirkungen, die der ökologischen Landwirtschaft zugesprochen werden. Diesbezügliche Studien beispielsweise von STOLZE et al. (2000), HANSEN et al. (2001) oder BENGTTSSON et al. (2005) verdeutlichen, dass der ökologische Landbau sich positiv auf die Biodiversität, die Bodenfruchtbarkeit und die Vermeidung von Nährstoffauswaschungen auswirken kann. Sie geben jedoch zu bedenken, dass das Management

der Betriebsleiter entscheidenden Einfluss darauf nimmt, inwieweit diese Potenziale realisiert werden. Folglich müsste die Bereitstellung nicht-marktfähiger Umweltgüter durch die Landwirtschaft mit in die Bewertung der Produktivität und Effizienz aufgenommen werden, wie es z. B. bei DREESMAN (2007) geschieht. Dies scheiterte in der vorliegenden Analyse an der mangelnden Verfügbarkeit von Daten zu den Umweltwirkungen der Betriebe, bleibt aber ein Ziel für zukünftige Forschung.

Literatur

- BACHER, J. (2002): Clusteranalyse. 2. Auflage. Oldenbourg Wissenschaftsverlag, München.
- BALK, B.M. (2001): Scale efficiency and productivity change. In: *Journal of Productivity Analysis* 15 (3): 159-183.
- BATTESE, G.E. (1997): A note on the estimation of Cobb-Douglas production functions when some explanatory variables have zero values. In: *Journal of Agricultural Economics* 48 (1-3): 250-252.
- BATTESE, G.E. und T.J. COELLI (1992): Frontier production functions, technical Efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India. In: *Journal of Productivity Analysis* 3 (1-2): 153-169.
- (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. In: *Empirical Economics* 20 (2): 325-332.
- BATTESE, G.E., D.S.P. RAO und C.J. O'DONNELL (2004): A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies. In: *Journal of Productivity Analysis* 21 (1): 91-103.
- BENGTTSSON, J., J. AHNSTRÖM und A.C. WEIBULL (2005): The effects of organic agriculture on biodiversity and abundance: a meta-analysis. In: *Journal of Applied Ecology* 42 (2): 262-269.
- BREUSTEDT, G., T. FRANCKSEN, A. V. HUGO und U. LATACZ-LOHMANN (2006): Effizienzanalytische Untersuchung zum optimalen Spezialisierungsgrad landwirtschaftlicher Betriebe. *Landwirtschaftliche Rentenbank* (Hrsg.): Organisatorische und technologische Innovationen in der Landwirtschaft. Schriftenreihe Band 21: 97-139. Frankfurt.
- BMELV (Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz) (2010): Ökologischer Landbau in Deutschland – Stand Juli 2010. URL: http://www.bmelv.de/cln_173/SharedDocs/Standardartikel/Landwirtschaft/Oekolandbau/OekologischerLandbauDeutschland.html#doc377838bodyText6 [06.08.2010].
- COELLI, T.J. (1996): A Guide to FRONTIER Version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. CEPA Working Paper 96/07. University of New England, Armidale.
- COELLI, T.J., D.S.P. RAO, C.J. O'DONNELL und G.E. BATTESE (2005): An introduction to efficiency and productivity analysis. 2. Auflage. Springer, New York.
- DREESMAN, A. (2007): Messung von Produktivität und Effizienz landwirtschaftlicher Betriebe unter Einbezie-

- hung von Umweltwirkungen. Dissertation. Christian-Albrechts-Universität, Kiel.
- FÄRE, R., S. GROSSKOPF, M. NORRIS und Z. ZHANG (1994): Productivity, Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries. In: *The American Economic Review* 84 (1): 66-83.
- FRANCKSEN, T., G. GUBI und U. LATACZ-LOHMANN (2007): Empirische Untersuchungen zum optimalen Spezialisierungsgrad ökologisch wirtschaftender Marktfuchtbetriebe. In: *Agrarwirtschaft* 56 (4): 187-200.
- GARDEBROEK, C. (2002): Farm-specific factors affecting the choice between conventional and organic dairy farming. Beitrag auf dem 10. Kongress der EAAE, Zaragoza, Spanien.
- HANSEN, B., H.F. ALRØE und E.S. KRISTENSEN (2001): Approaches to assess the environmental impact of organic farming with particular regard to Denmark. In: *Agriculture, Ecosystems and Environment* 83 (1-2): 11-26.
- HECKMAN, J. und S. NAVARRO-LOZANO (2004): Using matching, instrumental variables, and control functions to estimate economic choice models. In: *The Review of Economics and Statistics* 86 (1): 30-57.
- KODDE, D.A. und F.C. PALM (1986): Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. In: *Econometrica* 54 (5): 1243-1248.
- KUMBHAKAR, S.C., E.G. TSIONAS und T. SIPILÄINEN (2009): Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming. In: *Journal of Productivity Analysis* 31 (3): 151-161.
- LOHR, L. und T. PARK (2006): Technical efficiency of U.S. organic farmers: The complementary roles of soil management techniques and farm experience. In: *Agricultural and Resource Economics Review* 35 (2): 327-338.
- MAYEN, C.D., J.V. BALAGTAS und C.E. ALEXANDER (2009): Technology adoption and technical efficiency: organic and conventional dairy farms in the United States. In: *American Journal of Agricultural Economics* 92 (1): 181-195.
- NIEBERG, H. (2001): Umstellung auf ökologischen Landbau: Wer profitiert? In: *Ökologie und Landbau* 118 (2): 6-9.
- NIEBERG, H. und F. OFFERMANN (2008): Financial success of organic farms in Germany. Beitrag präsentiert auf dem 16. IFOAM Organic World Kongress, Modena, Italien.
- NIEBERG, H., F. OFFERMANN und K. ZANDER (2007): Organic farms in a changing policy environment: Impacts of support payments, EU-Enlargement and Luxembourg Reform. In: *Organic Farming in Europe: Economics and Policy* 13. Universität Hohenheim, Stuttgart-Hohenheim.
- O'DONNELL, C.J., D.S.P. RAO und G.E. BATTESE (2008): Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. In: *Empirical Economics* 34 (2): 231-255.
- OFFERMANN, F. und H. NIEBERG (2002): (Wann) Ist ökologisch auch wirtschaftlich? *Ökolandbau Forschungsreport* 1: 27-29.
- OREA, L. (2002): Parametric decomposition of a generalized Malmquist productivity index. In: *Journal of Productivity Analysis* 18 (1): 5-22.
- 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 (1): 51-65.
- PIETOLA, K.S. und A. OUDE LANSINK (2001): Farmer response to policies promoting organic farming technologies in Finland. In: *European Review of Agricultural Economics* 28 (1): 1-15.
- PUFAHL, A. und C.R. WEISS (2009): Evaluating the effects of farm programmes: results from propensity score matching. In: *European Review of Agricultural Economics* 36 (1): 79-101.
- 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. *Landbauforschung Völkenrode*.
- RAY, S.C. (1998): Measuring scale efficiency from a translog production function. In: *Journal of Productivity Analysis* 11 (2): 183-194.
- (2004): *Data envelopment analysis – theory and techniques for economics and operations research*. Cambridge University Press.
- RAY, S.C. und E. DESLI (1997): Productivity growth, technical progress and efficiency change in industrialized countries: comment. In: *American Economic Review* 87 (1): 1033-1039.
- SAUER, J. und T. PARK (2009): Organic farming in Scandinavia – Productivity and market exit. In: *Ecological Economics* 68 (8-9): 2243-2254.
- SIPILÄINEN, T. und A. Oude Lansink (2005): Learning in organic farming – an application on Finish dairy farms. Beitrag präsentiert auf dem 11. Kongress der EAAE, Kopenhagen, Dänemark.
- SMITH, H.L. (1997): Matching with multiple controls to estimate treatment effects in observational studies. In: *Sociological Methodology* 27 (1): 325-353.
- STOLZE, M., A. PIORR, A. HÄRING und S. DABBERT (2000): *The environmental impacts of organic farming in Europe. Organic Farming in Europe: Economics and Policy. Volume 6*. Universität Hohenheim, Stuttgart-Hohenheim.
- ZOFIO, J.L. (2007): Malmquist productivity index decompositions: a unifying framework. In: *Applied Economics* 39 (18): 2371-2387.

Danksagung

Wir danken zwei anonymen Gutachten für ihre konstruktiven Anmerkungen und hilfreichen Kommentare. Diese Arbeit entstand im Rahmen des Forschungsprojekts „Hof Ritzerau“. Die empirischen Untersuchungen werden von dem Betriebseigentümer Herrn Günther Fielmann langfristig finanziert. Die Daten wurden freundlicherweise von der LAND-DATA GmbH zur Verfügung gestellt.

Kontaktautor:

TORBEN TIEDEMANN

Christian-Albrechts-Universität Kiel

Institut für Agrarökonomie

Olshausenstr. 40, 24118 Kiel

E-Mail: ttiedem@agric-econ.uni-kiel.de

Anhang

Tabelle 8. Schätzergebnisse der stochastischen Frontier-Analyse

Parameter	Ökologische Futterbaubetriebe (n=520)		Konventionelle Futterbaubetriebe (n=520)		Ökologische Ackerbaubetriebe (n=296)		Konventionelle Ackerbaubetriebe (n=296)		Ökologische Verbundbetriebe (n=392)		Konventionelle Verbundbetriebe (n=392)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
<i>Produktionsfrontier</i>												
β_0	-0,1887	-0,07	-18,070***	-4,29	-45,242***	-7,33	-18,013***	-17,77	1,4526	0,65	6,4276**	5,38
β_{Land}	0,0615	0,09	-2,0354**	-2,42	-1,3040	-1,42	1,7849**	1,98	0,9785**	2,35	0,1943	0,31
β_{Arbeit}	0,1291	0,12	-1,1855	-1,19	-2,2665*	-1,89	-1,2018*	-1,66	-1,6153**	-2,00	0,4127**	2,01
$\beta_{Kapital}$	0,4738**	2,11	0,4841	1,59	2,8821***	6,63	0,5029	0,79	-0,2390	-0,35	-0,1302	-0,23
$\beta_{Milchquote}$	1,4904***	4,73	2,2962***	5,92	2,8505***	7,38	3,7008***	14,69	0,1690	0,84	0,5122**	2,35
$\beta_{Vorleistung}$	-1,0414**	-2,24	2,2206***	2,63	4,0834***	3,55	-0,7381	-1,10	0,5939***	2,61	-0,5279**	-1,97
$\beta_{Land*Land}$	-0,0643	-0,65	-0,3581***	-3,05	-0,0187	-0,22	0,1024**	2,14	-0,0964**	-2,00	-0,0307**	-2,11
$\beta_{Arbeit*Arbeit}$	-0,2457*	-1,73	-0,6350***	-3,30	-0,1381	-0,92	0,0960	0,67	0,1192**	2,08	0,1693	0,82
$\beta_{Kapital*Kapital}$	0,0040	0,15	-0,0128	-0,43	-0,0384	-0,79	-0,0386	-0,83	0,0455	0,78	0,0828	1,01
$\beta_{Milchquote*Milchquote}$	-0,0580**	-2,14	-0,1183***	-3,64	-0,3348***	-8,46	-0,3197***	-9,94	-0,0035	-0,19	-0,0380**	-2,05
$\beta_{Vorleistung*Vorleistung}$	0,2282***	2,70	-0,2704**	-2,49	-0,3025**	-2,25	0,0730*	1,78	0,0292	0,26	0,1135**	2,01
$\beta_{Land*Arbeit}$	0,1265**	2,06	0,1585	1,16	-0,1854***	-2,70	-0,2304**	-2,05	-0,2067*	-1,79	-0,0145	-0,15
$\beta_{Land*Kapital}$	0,0144	0,34	-0,1177**	-2,37	-0,1691***	-2,72	-0,1250**	-2,06	-0,0088	-0,14	-0,0586**	-2,09
$\beta_{Land*Milchquote}$	0,0126**	2,18	0,0404***	4,55	0,0013	0,04	-0,0196	-0,86	0,0147*	1,88	0,0243***	4,50
$\beta_{Land*Vorleistung}$	-0,0140	-0,18	0,4072***	3,66	0,3410***	3,40	-0,0031	-0,03	-0,0182	-0,22	0,0576	0,92
$\beta_{Arbeit*Kapital}$	0,1179***	2,64	0,1524***	3,08	0,0414	0,60	0,3290***	3,46	-0,0351	-0,33	-0,0036	-0,04
$\beta_{Arbeit*Milchquote}$	-0,0293***	-2,90	0,0550***	3,21	0,0191	0,95	-0,0138	-0,70	0,0126***	2,93	-0,0241**	-2,57
$\beta_{Arbeit*Vorleistung}$	-0,0710	-0,63	-0,1272	-1,17	0,2582**	2,04	-0,0709	-0,63	0,2680***	2,58	0,0091	0,10
$\beta_{Kapital*Milchquote}$	-0,0146***	-2,97	-0,0132**	-2,40	0,0193	1,21	0,0023	0,31	-0,0070*	-1,73	-0,0104*	-1,96
$\beta_{Kapital*Vorleistung}$	-0,0312	-0,73	0,0363	0,86	-0,1508***	-2,75	0,0506**	2,10	-0,0090	-0,17	-0,0325	-0,67
$\beta_{Milchquote*Vorleistung}$	-0,0345***	-7,62	-0,0624***	-9,60	0,0284*	1,85	0,0003	0,02	-0,0050	-0,67	0,0056	1,38
β_t	-0,2214**	-2,46	0,0300	0,34	0,0811	0,56	-0,0576*	-1,82	0,1270**	2,13	-0,1658**	-1,97
β_{t*t}	0,0010	0,27	0,0077**	2,21	-0,0090	-1,19	0,0035	0,45	0,0069**	2,05	0,0091*	1,82

Fortsetzung Tabelle 8

	Öko. Futterbau		Kon. Futterbau		Öko. Ackerbau		Kon. Ackerbau		Öko. Verbund		Kon. Verbund	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
β_t^* Land	-0,0045**	-2,13	0,0044	0,41	-0,0117**	-2,19	-0,0068	-0,41	-0,0117**	-2,30	0,0224*	1,81
β_t^* Arbeit	0,0147*	-1,88	0,0197	1,39	-0,0081	-0,50	-0,0356**	-1,97	0,0208**	1,97	-0,0331**	-2,02
β_t^* Kapital	0,0052**	1,98	-0,0176***	-3,06	-0,0072	-0,69	-0,0124*	-1,75	0,0053	0,59	0,0131**	2,14
β_t^* Milchquote	-0,0008*	1,71	0,0000	0,03	0,0006	0,21	0,0008	0,39	0,0000	-0,04	-0,0008	-0,73
β_t^* Vorleistung	0,0178	1,11	0,0122	1,13	0,0094	0,56	0,0202**	1,97	-0,0161**	-2,13	-0,0088	-0,95
β Dummy k. Milchquote	7,3401***	4,00	10,8115***	4,67	16,7993***	8,61	21,2584***	21,26	0,7238	0,65	3,7540***	2,95
<i>TE-Modell</i>												
δ Nebenerwerb	0,2573**	2,10	0,0725**	2,38	0,4438**	1,97	0,9293***	5,05	0,6190***	4,81	-0,2700	-1,07
δ Eigenkapitalanteil	1,4944	1,60	-3,4651***	-3,15	-0,9175***	-3,04	-0,4132**	-2,35	-0,5366***	-3,43	-1,8483***	-5,03
δ Pachtanteil	-1,3164***	-4,28	-0,7063	-1,35	0,4798	1,32	-0,5474***	-3,36	0,0401	0,23	-2,2111***	-6,33
δ Grünlandanteil	-0,5810***	-2,75	1,1507***	3,00	1,7643**	2,03	-1,5489	-1,64	0,8382***	3,90	2,8151***	5,67
δ Bewirtsch. Auflagen	-3,1627***	-2,67	7,8408***	4,20	-0,8975**	-1,99	1,7457**	2,11	-1,2596***	-3,44	0,0035	0,00
δ Ertragsmesszahl	-0,0002***	-3,10	-0,0004**	-2,40	-0,0007***	-3,49	-0,0002***	-5,17	-0,0001**	-2,11	-0,0003***	-5,77
δ Alter	-0,0167***	-3,08	-0,0088	-1,41	-0,0316***	-4,53	0,0262***	4,96	0,0195***	5,14	-0,0023***	-4,25
δ Ausbildung	-0,6290***	-3,71	0,2475*	1,79	0,0229	0,11	-0,2647***	-2,96	-0,3563***	-3,42	-1,1712***	-5,81
δ Bevölkerungsdichte	0,0027	1,43	-0,0073***	-2,82	-0,0013**	-2,17	0,0010***	3,83	-0,0009***	-2,68	-0,0031	-1,56
δ Prämien	-0,0016***	-2,81	-0,0014***	-3,07	-0,0009**	-2,54	0,0002	0,65	-0,0025***	-3,86	-0,0014***	-3,31
σ^2	0,1802***	4,39	0,4474***	3,08	0,2376***	8,29	0,0945***	5,09	0,1341***	7,21	0,6091***	10,77
γ	0,8897***	29,32	0,9728***	86,23	0,8515***	22,07	0,4490***	2,98	0,7622***	17,26	0,9811***	250,86
Log-Likelihood	131,60		148,21		-18,85		-32,76		6,85		81,85	
positive Elastizitäten	erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert	
pos. Bodenela.	94%		99%		97%		100%		94%		94%	
pos. Arbeitsela.	99%		96%		91%		99%		94%		97%	
pos. Kapitalela.	100%		99%		97%		96%		100%		98%	
pos. Milchquotenela.	100%		100%		96%		95%		100%		100%	
pos. Vorleistungsel.	100%		100%		99%		100%		100%		100%	
Quasi-Konkavität	erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert		erfüllt am Mittelwert	

Quelle: eigene Berechnungen